Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 37 · numéro 4 · avril 2017

Dans ce volume

113 Mise en œuvre d'un réseau intégré de prévention et de gestion du risque cardiométabolique en première ligne à Montréal : une plus grande coordination des soins avec les médecins de première ligne a-t-elle un impact sur les résultats de santé?

123 Évaluation du risque de dysglycémie dans la région de Kitikmeot (Nunavut) au moyen de l'outil CANRISK

133 Mesurer la santé mentale positive au Canada : validation des concepts du Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé

142 Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive : Statistiques rapides, jeunes (12 à 17 ans), Canada, édition 2017

144 Autres publications de l'ASPC

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique.
— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2017

ISSN 2368-7398
Pub. 160269
Journal_HPCDP-Revue_PSPMC@phac-aspc.gc.ca

Also available in English under the title: *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada: Research, Policy and Practice*

Les lignes directrices pour la présentation de manuscrits à la revue ainsi que les renseignements sur les types d'articles sont disponibles à la page : http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/hpcdp-pspmc/autinfo-fra.php

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE, SciSearch® et Journal Citation Reports/Science Edition

Agence de la santé publique du Canada | Public Health Agency of Canada

Canada

https://doi.org/10.24095/hpcdp.37.4.01f

Mise en œuvre d'un réseau intégré de prévention et de gestion du risque cardiométabolique en première ligne à Montréal : une plus grande coordination des soins avec les médecins de première ligne a-t-elle un impact sur les résultats de santé?

Sylvie Provost, M.D., M. Sc. (1,2,3); Raynald Pineault, M.D., Ph. D. (1,2,3,4); Dominique Grimard M. Sc. (1); José Pérez, M. Sc. (1,2); Michel Fournier, M. Sc. (1); Yves Lévesque, M.D., M. Sc. A. (1); Johanne Desforges, M.D. (5,6); Pierre Tousignant, M.D., M. Sc. (1,2,3,7); Roxane Borgès Da Silva, Ph. D. (3,8)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : La gestion des maladies chroniques nécessite une grande intégration des services. Un programme de gestion du risque cardiométabolique inspiré du Chronic Care Model a été implanté à Montréal pour les patients atteints de diabète ou d'hypertension. Un des objectifs de notre étude était d'apprécier l'impact de la coordination des soins entre les équipes interdisciplinaires et les médecins sur la participation des patients au programme et sur l'amélioration des habitudes de vie et le contrôle de la maladie.

Méthodologie : Nous avons utilisé des données sur les résultats de santé issues d'un registre de données cliniques et de questionnaires aux patients à leur entrée dans le programme et à 12 mois de suivi, ainsi que des données sur les caractéristiques du programme provenant de l'analyse de son implantation. Nous avons réalisé des analyses de régression multiple, contrôlant pour les caractéristiques sociodémographiques et de santé des patients, pour mesurer l'association entre la coordination de l'équipe interdisciplinaire avec les médecins de première ligne et différents résultats de santé.

Résultats : Au total, 1689 patients ont participé à l'évaluation (taux de participation 60,1 %). Environ 40 % des patients ont abandonné le programme durant la première année. À 12 mois de suivi (n = 992), nous avons observé une augmentation significative de la proportion des patients atteignant les différentes cibles cliniques. La perception par l'équipe interdisciplinaire d'une meilleure coordination des soins avec les médecins de première ligne était associée à une plus grande participation des patients au programme et à l'atteinte de meilleurs résultats cliniques.

Conclusion : Une plus grande coordination des services aux patients entre des équipes interdisciplinaires et les médecins de première ligne se traduit par des effets bénéfiques chez les patients.

Mots-clés : maladies chroniques, Chronic Care Model, services de première ligne, pratique médicale, coordination des soins

Points saillants

- Le programme de gestion du risque cardiométabolique en première ligne mis en œuvre à Montréal améliore les résultats de santé chez les patients atteints de diabète ou d'hypertension.
- Une plus grande coordination des soins entre les équipes interdisciplinaires et les médecins traitants de première ligne se traduit par de meilleurs résultats chez les patients.
- Une plus grande proximité entre équipes interdisciplinaires et médecins de première ligne, ce que préconisent les nouveaux modèles d'organisation de première ligne, constitue probablement aussi une voie à privilégier pour la gestion des maladies chroniques.

Introduction

La gestion des maladies chroniques nécessite une intégration des services destinés aux personnes qui en sont atteintes[1-3]. Parmi les modèles de gestion des soins développés pour améliorer la prise en charge, le Chronic Care Model (CCM) est le plus utilisé. Il repose sur une intégration des services des divers niveaux du système de soins et s'articule autour de six éléments

Rattachement des auteurs :

1. Direction de santé publique du Centre intégré universitaire de santé et services sociaux (CIUSSS) du Centre-Sud-de-l'Île-de-Montréal, Montréal (Québec), Canada
2. Centre de recherche du Centre hospitalier de l'Université de Montréal, Montréal (Québec), Canada
3. Institut de recherche en santé publique de l'Université de Montréal, Montréal (Québec), Canada
4. Institut national de santé publique du Québec, Montréal (Québec), Canada
5. CIUSSS du Centre-Sud-de-l'Île-de-Montréal, Montréal (Québec), Canada
6. Groupe de médecine de famille et Unité de médecine familiale de Verdun, Montréal (Québec), Canada
7. Department of Epidemiology, Biostatistics and Occupational Health, McGill University, Montréal (Québec), Canada
8. Faculté des sciences infirmières de l'Université de Montréal, Montréal (Québec), Canada

Correspondance : Roxane Borgès Da Silva, Faculté des sciences infirmières de l'Université de Montréal, Pavillon Marguerite-d'Youville, C.P. 6128 succ. Centre-ville, Montréal (Québec) H3C 3J7; tél. : 514-343-6111, poste 17286; courriel : roxane.borges.da.silva@umontreal.ca

interreliés portant sur différents aspects de l'organisation des soins[3-5]. Un de ces éléments est l'organisation de l'offre et de la prestation de services par la mise en place d'équipes multidisciplinaires coordonnées et intégrées, dans lesquelles le partage des informations cliniques est systématique. Plusieurs études indiquent que les interventions basées sur le Chronic Care Model améliorent les processus et résultats de soins, particulièrement dans le cas du diabète[6-9].

Dans le cadre de la réforme des services de santé entreprise au Québec au cours des dernières années, les Centres de santé et de services sociaux (CSSS) ont eu pour mandat d'améliorer l'accessibilité, la continuité et la coordination des services à la population, notamment en favorisant la collaboration interprofessionnelle et interorganisationnelle au sein des réseaux locaux de services, incluant les services médicaux de première ligne[10,11]. Il faut noter à ce propos qu'au Québec, les services médicaux de première ligne ne sont pas complètement intégrés du point de vue organisationnel aux autres services publics de santé. L'implantation d'initiatives basées sur le CCM constitue une méthode privilégiée de consolidation des réseaux locaux de services. La participation des médecins de première ligne, acteurs-clés dans la gestion des maladies chroniques[3,12-15], à des réseaux intégrés de services comporte non seulement des bénéfices pour leurs patients, mais constitue aussi un soutien précieux pour leur pratique[16].

C'est dans ce contexte que l'Agence de la santé et des services sociaux de Montréal, en collaboration avec les CSSS*, a mis en œuvre en 2011 un programme de gestion du risque cardiométabolique en première ligne pour les patients atteints de diabète ou d'hypertension artérielle (HTA). Le programme est inspiré du CCM et vise la modification des habitudes de vie, le contrôle de la maladie, la prévention des complications et le soutien à l'autogestion. Dans chaque CSSS, le programme prévoit :

- un centre de formation offrant aux patients, en complémentarité avec le suivi du médecin de première ligne, des interventions cliniques orientées vers la connaissance, la motivation, l'autogestion de la maladie et la modification des habitudes de vie. Ces interventions sont réalisées par une équipe interdisciplinaire auprès de patients référés par leur médecin de famille. Pour chaque patient, le programme inclut, sur 2 ans, des rencontres de suivi individuel avec une infirmière et avec une nutritionniste, ainsi que des rencontres de groupe avec l'équipe interdisciplinaire (infirmière, nutritionniste, kinésiologue, pharmacien et travailleur social). La séquence des interventions cliniques du programme est présentée dans le tableau 1. De l'information détaillée sur le contenu des interventions est disponible sur demande auprès des auteurs;
- un soutien aux médecins de première ligne (activités de formation médicale continue, résumé des lignes directrices, information écrite à remettre aux patients et outils de référence au programme);
- l'établissement de liens avec les spécialistes et entre les partenaires du réseau local;
- la mise en place de mécanismes de coordination des soins, notamment à l'aide de l'implantation d'un registre régional informatisé des maladies chroniques pour faciliter le circulation de l'information clinique entre les intervenants.

TABLEAU 1
Séquence des interventions cliniques du programme sur le risque cardiométabolique, Montréal, Canada

		Visite 1	Visite 2 à 1 mois	Visite 3 à 2 mois	Visite 4 à 3 mois	Visite 5 à 4 mois	Visite 6 à 6 mois	Visite 7 à 12 mois	Visite 8 à 15 mois	Visite 9 à 18 mois	Visite 10 à 24 mois
Rencontres individuelles	Nutritionniste	x			x		x	x		x	x
	Infirmière	x					Si HTA	x			x
Rencontres de groupe	Équipe interdisciplinaire		x	x		x			x		
Évaluation des indicateurs	Habitudes de vie	x	x		x	x	x	x	x	x	x
	Pression artérielle	x					Si HTA	x			x
	Bilan sanguin (HbA1c, ...)	x			x		x	x		x	x

Abréviation : HTA, hypertension artérielle.

* À noter qu'en 2014, les Centres de santé et de services sociaux (CSSS) ont été remplacés par des Centres intégrés de santé et de services sociaux (CISSS) et les Agences régionales de santé et de services sociaux ont été abolies. À Montréal, les 12 CSSS ont été transformés en 5 CISSS en avril 2015. Au moment de la présente étude, l'Agence de la santé et des services sociaux de Montréal était l'instance régionale responsable de la planification et de la coordination du programme à Montréal et les CSSS étaient les instances locales responsables de l'implantation du programme.

Les objectifs de l'évaluation de l'implantation de ce programme[17] étaient : apprécier le degré de mise en œuvre du programme dans les territoires de CSSS participants et identifier les facteurs contextuels pouvant l'expliquer, évaluer les effets des différents aspects de l'implantation du programme sur certains indicateurs de santé des patients, documenter la participation des médecins au programme et leur appréciation de ses effets sur leurs patients et sur leur pratique et enfin évaluer l'impact de l'implantation du programme sur la consolidation des réseaux locaux de services. Dans le cadre de cette évaluation, l'objectif de notre article est d'analyser l'impact de la coordination des soins entre les équipes interdisciplinaires des CSSS et les médecins traitants en première ligne sur la participation des patients au programme, l'amélioration de leurs habitudes de vie et le contrôle de leur maladie.

Méthodologie

Devis

L'évaluation de l'implantation du programme sur le risque cardiométabolique est basée sur un devis mixte. Nous avons réalisé l'analyse d'implantation du programme à l'aide d'une stratégie de recherche qualitative (entrevues semi-dirigées, collecte de documents officiels, questionnaires aux gestionnaires et intervenants impliqués dans chaque CSSS). Les résultats détaillés de cette analyse d'implantation seront présentés dans un autre article. Pour analyser les effets du programme chez les patients, nous avons utilisé une approche quantitative, apparentée à un devis quasi-expérimental « avant-après ». Nous avons utilisé les données provenant de questionnaires auto-administrés aux patients, complétés sur place à leur entrée dans le programme (T0) et à 12 mois de suivi (T12), ainsi que du registre informatisé des maladies chroniques dans lequel les intervenants ont entré les données cliniques à chaque rencontre avec les patients. Six des 12 CSSS de Montréal ont participé à l'évaluation du programme. La sélection des CSSS participants reposait sur le volontariat et sur leur engagement à respecter le cadre général d'implantation du programme proposé par l'Agence. La collecte des données s'est déroulée de mars 2011 à août 2014.

Définition des variables et sources de données

Variables dépendantes

Les résultats (« outcomes ») étudiés ou variables dépendantes portaient sur la participation au programme et sur certains résultats de santé des patients. Trois variables décrivaient la participation des patients au programme : les abandons, le degré d'exposition au programme et le degré de respect du calendrier. Les *abandons* considérés dans l'analyse étaient les « abandons confirmés », c'est-à-dire ceux explicitement signifiés par les patients aux intervenants des CSSS. *Le degré d'exposition au programme*, documenté à l'aide des données du registre sur les maladies chroniques, correspondait au nombre d'interventions (rencontres avec la nutritionniste, rencontres avec l'infirmière, cours de groupe) réalisées depuis l'entrée du patient dans le programme, sans tenir compte de leur conformité à la séquence des interventions prescrite dans le calendrier du programme. Le *degré de respect du calendrier*, pour chaque patient, était quant à lui représenté par le pourcentage des interventions (nutrition, infirmière, cours de groupe) ayant effectivement eu lieu dans les temps de suivi prévus au calendrier depuis l'entrée du patient dans le programme. Les temps de suivi ont été définis pour chaque patient en fonction de sa date d'entrée dans le programme en y ajoutant un intervalle pour prendre en compte le fait que les visites n'avaient pas nécessairement toujours lieu au moment précis prescrit dans le calendrier.

Pour chaque patient, les résultats de santé étudiés portaient sur le contrôle de la maladie (atteinte des cibles d'hémoglobine glyquée [HbA1c] et de tension artérielle [TA]) et sur les habitudes de vie (niveau d'activité physique et répartition des glucides alimentaires), ainsi que sur l'impact de la maladie sur la qualité de vie. Nous avons extrait les données sur le contrôle de la maladie et sur les habitudes de vie du registre sur les maladies chroniques. Les valeurs d'HbA1c ont été mesurées à partir de prélèvements sanguins effectués en laboratoire et inscrites dans le registre par l'infirmière ou la nutritionniste. La variable d'*atteinte de la cible d'HbA1c* a été dichotomisée : 7 % ou moins et plus de 7 %. Les valeurs de TA ont été mesurées par l'infirmière du programme à l'aide d'un sphygmomanomètre automatisé et inscrites par celle-ci dans le registre. La variable d'*atteinte de la cible de TA* a été dichotomisée : moins de 140/90 (ou moins de 130/80 chez les patients atteints de diabète) et 140/90 ou plus (ou 130/80 ou plus chez les patients atteints de diabète). Les données concernant l'atteinte de la cible d'activité physique provenaient d'un bref questionnaire adapté de celui de l'*Enquête québécoise sur l'activité physique et la santé*[18] complété à chaque visite du patient; ces données étaient inscrites dans le registre par la nutritionniste ou la kinésiologue. Cet indicateur mesurait sur une échelle de 1 à 4 le nombre de jours par semaine où le patient avait fait au moins 30 minutes d'activité physique, pondéré par l'intensité de ces activités physiques. La variable d'*atteinte de la cible d'activité physique* a été dichotomisée (3 ou 4 sur l'échelle de 4, et moins de 3 sur l'échelle de 4). La mesure de la variable de *répartition des glucides* était basée sur l'évaluation de l'alimentation du patient effectuée par la nutritionniste à chaque visite, en fonction des objectifs de répartition quotidienne des glucides alimentaires présentés dans le document *Coup d'œil sur l'alimentation de la personne diabétique*[19], et exprimée en deux catégories : répartition équilibrée, oui ou non.

Les questions relatives à la mesure de l'*impact de la maladie sur la qualité de vie des patients* ont été adaptées du questionnaire *Audit of Diabetes Dependent Quality of Life*[20-22]. Elles mesuraient la perception des patients de ce à quoi ressembleraient les différentes dimensions de leur vie s'ils n'étaient pas atteints de diabète ou d'hypertension, sur une échelle allant de « considérablement meilleure » à « semblable ». Les dimensions mesurées étaient les opportunités d'emploi ou de carrière, la vie sociale, la vie sexuelle, les possibilités d'activités sportives, de vacances, de voyage ou de loisirs, la motivation à accomplir des choses, la capacité à accomplir des activités physiques et le plaisir de manger. Pour chaque patient, un indice d'impact de la maladie sur la qualité de vie a été calculé en faisant la moyenne des réponses aux différents éléments, pondérée par l'importance (de « très important » à « pas du tout important ») aux yeux du patient de chacune de ces dimensions de la vie, et rapporté sur 10.

Variables explicatives

Les deux variables explicatives de l'étude, mesurées à partir des informations recueillies auprès des gestionnaires et intervenants des CSSS lors de l'analyse d'implantation,

concernaient la « coordination externe » du programme. Ces variables rendaient compte de la coordination des soins et du suivi interdisciplinaire entre l'équipe du CSSS et le médecin de famille assurant le suivi médical du patient en première ligne pour son diabète ou son HTA. La première variable, documentée par questionnaire (et confirmée lors des entrevues semi-dirigées) auprès des gestionnaires du programme dans les CSSS, portait sur la *fréquence du retour d'information clinique aux médecins*. Les CSSS ont été classés en trois catégories : fréquence élevée (communication écrite au médecin d'emblée après chaque rencontre individuelle ou cours de groupe, ou plus souvent si nécessaire), moyenne (communication d'emblée aux 6 mois, ou plus souvent si nécessaire) et faible (une fois par année ou moins, ou au besoin seulement).

La seconde variable portait sur la *perception des intervenants des CSSS au sujet de la réalisation du suivi interdisciplinaire et de la coordination des soins avec les médecins*. Dans le cadre de l'analyse d'implantation, un bref questionnaire a été administré aux intervenants de l'équipe dans chaque CSSS (leur nombre variant entre 5 et 10), dans lequel on leur a demandé d'évaluer, sur une échelle de 1 à 5 (5 correspondant à « très élevé » et 1 à « très faible »), le degré de réalisation avec les médecins traitants des patients des éléments suivants : coordination des soins, complémentarité des soins, suivi interdisciplinaire sur le cheminement et les progrès du patient, suivi interdisciplinaire sur les résultats de laboratoire et suivi interdisciplinaire au besoin lorsque le patient devient instable. Les CSSS ont été classés en deux catégories en fonction de la perception des intervenants quant au suivi interdisciplinaire et à la coordination des soins avec les médecins : élevée (60 % ou plus des intervenants ont répondu 4 ou 5 à au moins deux des cinq questions) et faible (moins de 60 % ont répondu 4 ou 5 à au moins deux des cinq questions).

Variables de contrôle

Parmi les variables de contrôle utilisées dans les analyses, celles sur les caractéristiques individuelles des patients provenaient du questionnaire administré à leur entrée dans le programme : *âge, sexe, origine, langue parlée à la maison, niveau de scolarité, occupation, perception de l'état de santé et nombre de comorbidités* (problème cardiaque, accident cérébrovasculaire, asthme ou maladie pulmonaire obstructive chronique, arthrite/arthrose ou problèmes de santé mentale). Le *type de clinique de première ligne* décrivait l'organisation de services médicaux de première ligne où le patient était suivi pour son diabète ou son HTA et a été défini à partir des données d'inscription des patients au programme. Les types de clinique étaient : groupe de médecine de famille (GMF), clinique-réseau (CR), GMF-CR, Centre local de services communautaires (CLSC), unité d'enseignement en médecine familiale, clinique de groupe non GMF ni CR, ou clinique solo. La mesure de l'*indice de masse corporelle* (IMC) à T0 provenait du registre de maladies chroniques. Dans les modèles d'analyse des résultats en lien avec la participation des patients au programme (abandon, exposition au programme et respect du calendrier), le *score d'impact de la maladie sur la qualité de vie* à T0 a aussi été inclus dans les covariables, de même que le *score de connaissance de la maladie* à T0. Ce dernier a été calculé en faisant la moyenne des réponses à quatre questions adaptées des travaux de Battersby et collab.[23] mesurant, sur une échelle de 1 à 4 (allant de « pas du tout en accord » à « beaucoup en accord »), le fait d'avoir une bonne connaissance de sa maladie (diabète ou HTA), une bonne connaissance de son traitement, d'être capable de déceler les signes et symptômes indiquant un changement dans l'évolution de sa maladie et de savoir quoi faire en cas d'apparition de ces signes ou symptômes.

Méthode d'analyse

Nous avons construit des modèles d'analyse de régression multiple, contrôlant pour les caractéristiques sociodémographiques et de santé des patients à T0, pour mesurer l'association entre chacune des variables dépendantes étudiées et 1) la fréquence du retour d'information clinique aux médecins de première ligne et 2) la perception des intervenants des CSSS au sujet du suivi interdisciplinaire et de la coordination des soins avec les médecins de première ligne. Selon la nature des variables dépendantes, nous avons utilisé des modèles logistiques, linéaires ou des régressions de Poisson.

Les données ont été analysées à l'aide du logiciel Stata version 13 (StataCorp LP, College Station, Texas, États-Unis). Le projet a reçu l'approbation du comité d'éthique de la recherche de l'Agence de la santé et des services sociaux de Montréal.

Résultats

Au total, parmi les 2 810 patients inscrits au programme entre mars 2011 et août 2013, 1 689 ont participé à l'évaluation (taux de participation de 60,1 %). Parmi eux, environ 40 % ont abandonné le programme au cours de la première année (à T12, n = 992). Une proportion importante de patients ayant abandonné (41 %) l'ont fait après leur première visite et près du tiers (31 %) des patients ayant abandonné ont déclaré que le programme demandait trop de temps ou que l'horaire ne convenait pas. Les caractéristiques sociodémographiques et de santé des patients ayant un suivi de 12 mois ou plus dans le programme sont présentées dans le tableau 2. Parmi ces patients, plus de la moitié (56,9 %) étaient des femmes et l'âge moyen était de 58,5 ans. À T0, plus de 60 % avaient une HbA1c de 7 % ou moins, plus de 40 % avaient une TA inférieure à 140/90 (< 130/80 chez les patients atteints de diabète), mais près des deux tiers avaient un IMC de 30 ou plus et souffraient d'au moins une comorbidité.

À 12 mois de suivi, le degré moyen d'exposition des patients aux interventions du programme était d'environ 75 % du nombre d'interventions prévues par le programme, le degré moyen de respect du calendrier se situant pour sa part à environ 60 %. Les patients plus âgés, ainsi que les patients ayant un niveau de scolarité plus élevé et les patients sans comorbidité, avaient un degré de respect du calendrier plus élevé et leur taux d'abandon avant 12 mois était plus faible (données non présentées).

Les résultats présentés dans le tableau 3 indiquent qu'à 12 mois de suivi, on observait une augmentation significative de la proportion de patients ayant atteint les cibles de répartition équilibrée des glucides, d'HbA1c de 7 % ou moins et de TA inférieure à 140/90 (< 130/80 chez les patients atteints de diabète), ainsi qu'une diminution significative de l'impact de la maladie sur la qualité de vie (score moyen passant de 4,56 à 4,04 sur 10). Toutefois, malgré une augmentation significative à 3 et à 6 mois de suivi (données non illustrées), la proportion à 12 mois de patients ayant atteint la cible d'activité physique n'avait pas augmenté de façon significative.

TABLEAU 2
Caractéristiques, à leur entrée dans le programme, des patients ayant un suivi à 12 mois (n = 992), Montréal, Canada, 2011-2014

Caractéristiques sociodémographiques des patients à T0		%[a]
Sexe	Femmes	56,9
Groupe d'âge	Moins de 55 ans	34,0
	55 à 64 ans	34,3
	65 ans ou plus	31,7
Origine	Nés au Canada	72,5
Langue parlée à la maison	Français	81,4
Niveau de scolarité (plus haut niveau de diplôme obtenu)	Moins d'un secondaire 5	12,9
	Diplôme de secondaire 5	45,8
	Diplôme d'études collégiales	13,7
	Diplôme universitaire	27,6
Occupation au cours des 6 derniers mois	Retraités ou sans emploi	56,9
État de santé des patients à T0		
Diagnostic	Diabète/prédiabète sans HTA	8,0
	HTA sans diabète/prédiabète	4,4
	Diabète/prédiabète avec HTA	87,6
HbA1c (pour les patients avec diabète ou prédiabète)	≤ 7 %	62,7
	7 % à 8 %	18,5
	> 8 %	18,8
TA (tous les patients)	< 140/90 (ou < 130/80 si diabète)	41,0
IMC	< 25	8,1
	25 à < 30	28,1
	≥ 30	63,8
Tour de taille	Hommes ≤ 102 cm ; Femmes ≤ 88 cm	18,5
Ratio TC/HDL-C	< 4.0	54,1
Perception de l'état de santé	Très bon / excellent	25,2
	Bon	44,3
	Moyen / médiocre	30,5
Comorbidités	Problème cardiovasculaire	17,3
	Asthme/MPOC	21,0
	Arthrite/arthrose	37,8
	Problème de santé mentale	22,3
Nombre de comorbidités	Aucune	34,0
	1	37,4
	2 ou plus	28,6
Type de suivi en première ligne		
Type de clinique où le patient est suivi pour son pré/diabète ou son HTA	GMF, CR ou GMF-CR	58,6
	CLSC ou UMF (non GMF ou CR)	15,3
	Groupe ou pratique solo (incluant un faible pourcentage de patients sans médecin de famille à T0)	26,1

Abréviations : CLSC, centre local de services communautaires; CR, clinique réseau; GMF, groupe de médecine de famille; HbA1c, hémoglobine glyquée; HDL-C, « high-density lipoprotein cholesterol »; HTA, hypertension artérielle; IMC, indice de masse corporelle; MPOC, maladie pulmonaire obstructive chronique; T0, entrée du patient dans le programme; TA, tension artérielle; TC, « total cholesterol »; UMF, unité d'enseignement en médecine familiale.

[a] Les données manquantes sont exclues des calculs de fréquence.

TABLEAU 3
Évolution des habitudes de vie, de l'HbA1c, de la TA et de la perception de l'impact de la maladie sur la qualité de vie entre T0 et T12 chez les patients participant au programme à 12 mois, Montréal, 2011-2014

	Proportion de patients ayant atteint la valeur cible (en %)		Effectifs avec mesure à T0 et à T12	Valeur *p*[a]
	à T0	à T12		
Niveau d'activité physique = 3 ou 4 sur l'échelle de 4	36,7	38,7	703	0,312
Répartition équilibrée des glucides	22,2	35,9	708	< 0,001
HbA1c ≤ 7 % (chez les pré/diabétiques)	66,9	72,9	602	< 0,001
TA <140/90 (diabétiques < 130/80)	41,8	47,1	612	0,018
	Score moyen sur 10		Effectifs avec mesure à T0 et à T12	Valeur *p*[a]
	à T0	à T12		
Impact de la maladie sur la qualité de vie	4,56	4,04	481	< 0,001

Abréviations : HbA1c, hémoglobine glyquée; T0, entrée du patient dans le programme; T12, suivi après 12 mois; TA, tension artérielle.

[a] Tests de comparaison de proportions et de scores entre T0 et T12 chez les patients ayant des mesures aux deux temps.

En matière de participation des patients au programme, les résultats des analyses multivariées ont indiqué que la fréquence des communications envoyées aux médecins traitants de première ligne était associée à une plus grande exposition au programme et à un plus grand respect du calendrier à 12 mois de suivi (tableau 4). Une meilleure perception de l'équipe du programme dans les CSSS au sujet du suivi interdisciplinaire et de la coordination avec les médecins de première ligne était associée à une proportion moindre d'abandons au programme et, parmi les patients ayant abandonné, à une proportion moindre d'abandons avant 3 mois de suivi (tableau 4). Les résultats de santé, à l'exception du niveau d'activité physique, étaient quant à eux associés positivement à une meilleure perception de l'équipe du programme au sujet du suivi interdisciplinaire et de la coordination avec les médecins de première ligne (tableau 5).

Analyse

À l'instar d'autres études qui suggèrent que l'utilisation d'interventions basées sur le CCM permet d'améliorer le contrôle glycémique et la tension artérielle des patients atteints de diabète[5-9], nos résultats indiquent que la mise en œuvre du programme sur le risque cardiométabolique à Montréal s'est traduite par des résultats de santé positifs pour les patients, notamment en matière

TABLEAU 4
Association entre la coordination externe avec les médecins de première ligne et la participation des patients au programme sur le risque cardiométabolique, Montréal, 2011-2014

Variables explicatives		Résultats étudiés («outcomes»)[a]							
		Abandons confirmés avant T12[b]		Abandons confirmés précoces (avant T3)[d]		Exposition au programme (nombre d'interventions/10) à T12		Degré (%) de respect du calendrier à T12	
		n = 1015[c]		n = 388[c]		n = 741[c]		n = 741[c]	
		RC[e]	IC à 95 %	RC[e]	IC à 95 %	RTI[e]	IC à 95 %	β[e]	IC à 95 %
Fréquence des communications écrites envoyées aux médecins (réf : Faible)	Moyenne	1,33	0,86 à 2,05	0,86	0,43 à 1,71	1,20*	1,11 à 1,30	9,21*	5,90 à 12,52
	Élevée	1,28	0,84 à 1,95	0,85	0,43 à 1,67	1,07**	0,99 à 1,15	0,95	−2,17 à 4,06
Suivi interdisciplinaire et coordination des soins (réf : Plus faible)	Plus important	0,35*	0,22 à 0,53	0,30*	0,12 à 0,77	1,01	0,95 à 1,08	−0,69	−3,36 à 1,99

Abréviations : β, coefficient de régression linéaire; IC, intervalle de confiance; n, effectifs; RC, rapport de cotes; réf, catégorie de référence; RTI, rapport de taux d'incidence; T, temps (en mois) depuis l'entrée du patient dans le programme.

[a] Chaque résultat étudié fait l'objet de deux modèles de régression multiple distincts, soit un pour chaque variable explicative (Fréquence des communications envoyées aux médecins et Suivi interdisciplinaire et coordination des soins).

[b] Abandons confirmés avant T12 = 1 (n = 513) et patients ayant un suivi à T12 = 0 (n = 992).

[c] Effectifs (n) retenus effectivement dans les analyses, excluant les données manquantes.

[d] Abandons confirmés précoces (avant T3) = 1 (n = 290) et abandons confirmés à T3 ou après = 0 (n = 378).

[e] RC, RTI et β ajustés pour les caractéristiques sociodémographiques et de santé des patients (sexe, âge, origine, langue parlée à la maison, niveau de scolarité, occupation; nombre de comorbidités, perception de l'état de santé et IMC à T0; atteinte à T0 des cibles d'activité physique, de répartition des glucides, d'HbA1c et de TA), ainsi que pour le score de connaissance de la maladie à T0, le score d'impact de la maladie sur la qualité de vie à T0 et le type de clinique de première ligne où le patient est suivi pour son prédiabète/diabète ou son HTA.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,10$.

TABLEAU 5
Association entre la coordination externe avec les médecins de première ligne et l'atteinte des résultats de santé à 12 mois de suivi dans le programme sur le risque cardiométabolique, Montréal, 2011-2014

Variables explicatives		Résultats étudiés (« outcomes ») à T12[a]									
		Niveau d'activité physique = 3 ou 4 sur l'échelle de 4[b]		Répartition équilibrée glucides[d]		HbA1c ≤ 7 %[e]		TA < 140/90 (< 130/80 si diabète)[f]		Score (/10) d'impact de la maladie sur la qualité de vie	
		n = 650[c]		n = 651[c]		n = 554[c]		n = 564[c]		n = 404[c]	
		RC[g]	IC à 95 %	RC[g]	IC à 95 %	RC[g]	IC à 95 %	RC[g]	IC à 95 %	β[g]	IC à 95 %
Fréquence des communications écrites envoyées aux médecins (réf : Faible)	Moyenne	0,81	0,48 à 1,35	0,23*	0,14 à 0,39	0,54	0,26 à 1,09	1,58~	0,93 à 2,71	−0,03	−0,55 à 0,50
	Élevée	0,72	0,43 à 1,20	0,30*	0,18 à 0,49	1,24	0,59 à 2,63	1,92*	1,13 à 3,27	−0,64*	−1,16 à −0,13
Suivi interdisciplinaire et coordination des soins (réf : Plus faible)	Plus important	1,07	0,70 à 1,63	1,51*	1,01 à 2,24	2,51*	1,31 à 4,82	1,49~	0,97 à 2,29	−0,55*	−1,01 à −0,09

Abréviations : β, coefficient de régression linéaire; HbA1c, hémoglobine glyquée; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes; réf, catégorie de référence; T, temps (en mois) depuis l'entrée du patient dans le programme; TA, tension artérielle.

[a] Chaque résultat étudié fait l'objet de deux modèles de régression multiple distincts, soit un pour chaque variable explicative (Fréquence des communications envoyées aux médecins et Suivi interdisciplinaire et coordination des soins).

[b] Niveau d'activité physique de 3 ou 4 = 1 (n = 272) et niveau d'activité physique de moins de 3 = 0 (n = 431).

[c] Effectifs (n) retenus effectivement dans les analyses, excluant les données manquantes.

[d] Répartition équilibrée des glucides = 1 (n = 254) et répartition non équilibrée des glucides = 0 (n = 454).

[e] HbA1c ≤ 7 % = 1 (n = 439) et HbA1c > 7 % = 0 (n = 163).

[f] TA < 140/90 (< 130/80 si diabète) = 1 (n = 288) et TA ≥ 140/90 (≥ 130/80 si diabète) = 0 (n = 324).

[g] RC et β ajustés pour les caractéristiques sociodémographiques et de santé des patients (sexe, âge, origine, langue parlée à la maison, niveau de scolarité, occupation; nombre de comorbidités, perception de l'état de santé et IMC à T0; atteinte à T0 des cibles d'activité physique, de répartition des glucides, d'HbA1c et de TA), ainsi que pour le type de clinique de première ligne où le patient est suivi pour son prédiabète/diabète ou son HTA.

* $p < 0,05$.

~ $p < 0,10$.

de modification des habitudes de vie et d'atteinte de cibles de suivi pour l'HbA1c et la TA.

Ce programme sur le risque cardiométabolique s'inspire du CCM entre autres en mettant l'accent sur une organisation de l'offre et de la prestation de services basée sur la mise en place d'équipes multidisciplinaires coordonnées et intégrées, ainsi que sur le partage des informations cliniques. D'après nos résultats, une plus grande coordination des soins entre l'équipe interdisciplinaire du programme sur le risque cardiométabolique et les médecins traitants de première ligne, mesurée par la perception des intervenants des CSSS au sujet de la réalisation du suivi interdisciplinaire et de la coordination des soins avec les médecins, est associée à de meilleurs résultats de santé pour les patients. Il est intéressant de constater que cette association positive est présente non seulement en ce qui a trait aux résultats concernant la modification des habitudes de vie et le contrôle de l'HbA1c et de la TA, mais aussi en matière de perception des patients relativement à l'impact de leur maladie sur leur qualité de vie. De plus, nos résultats indiquent qu'une plus grande coordination des soins avec les médecins traitants en première ligne se traduit par une meilleure participation au programme des patients inscrits, et notamment par de plus faibles taux d'abandon (et d'abandon avant 3 mois de suivi).

Dans une revue systématique de la littérature s'intéressant aux effets associés à chacune des composantes du CCM sur la prise en charge du diabète dans les soins de première ligne aux États-Unis, Stellefson et collab. ont démontré qu'aucune des composantes du CCM n'était responsable à elle seule des résultats du CCM et qu'il restait à déterminer quelle combinaison de ces composantes produit les meilleurs résultats[74]. Toutefois, le fait de mettre en œuvre plusieurs composantes du modèle s'est avéré associé à de meilleurs résultats chez les patients[5,24,75]. Si notre étude ne permet pas de distinguer l'effet des différentes composantes du programme mis en place sur les résultats chez les patients, elle suggère que la collaboration et la coordination des soins entre des équipes interdisciplinaires et les médecins de première ligne sont bénéfiques pour les patients. Bien que nos données ne nous permettent pas de préciser le mécanisme responsable de cet effet, nous pouvons faire l'hypothèse qu'une plus grande coordination des soins se traduit par une meilleure circulation de l'information clinique concernant les patients entre les équipes interdisciplinaires et les médecins de première ligne.

Il est intéressant de noter qu'une perception favorable des intervenants des CSSS au sujet du suivi interdisciplinaire et de la coordination des soins avec les médecins semble être plus systématiquement associée à de meilleurs résultats chez les patients que la fréquence du retour d'information clinique aux médecins. Ceci suggère que la simple mise en place de mécanismes formels de communication pourrait ne pas être suffisante en soi pour favoriser l'amélioration des résultats de santé dans un tel programme, et que l'aspect qualitatif de l'interaction développée entre les équipes interdisciplinaires et

les médecins de première ligne revêt une importance non négligeable. À cet égard, nos résultats ne montrent pas d'association significative entre une fréquence élevée du retour d'information clinique aux médecins et l'atteinte de la cible d'hémoglobine glyquée de 7 % ou moins; ils font aussi état d'une association négative avec l'atteinte d'une distribution équilibrée des glucides alimentaires. Ce dernier résultat pourrait être dû à une politique de communications écrites plus régulières aux médecins dans certains CSSS ayant un nombre plus élevé de patients présentant plus de difficultés à atteindre une distribution équilibrée des glucides alimentaires.

Enfin, nos résultats indiquent l'existence d'une corrélation entre le fait que les intervenants du programme aient perçu comme plus importants le suivi interdisciplinaire et la coordination des soins avec les médecins et un taux d'abandon du programme plus faible chez les patients. Ceci pourrait s'expliquer par une transmission d'informations aux patients sur l'importance de bien suivre le programme mieux coordonnée et «cohésive» entre les intervenants et les médecins traitants dans les milieux où existe une plus grande coordination des soins.

Forces et limites

Une des forces de cette étude est, outre d'avoir été réalisée en coproduction avec les décideurs et les intervenants, d'avoir été effectuée dans un contexte clinique correspondant à la réalité vécue par les patients et par les intervenants. Les résultats obtenus sont ainsi fidèles à la réalité clinique, les rendant plus facilement généralisables à des contextes présentant des similitudes. La mise en relation de certaines caractéristiques organisationnelles du programme issues de l'analyse de l'implantation avec les résultats chez les patients constitue l'une des grandes forces de cette étude. Les différentes sources de données disponibles pour les résultats chez les patients (questionnaires, données cliniques) ainsi que les différents résultats de santé étudiés ont de plus permis de documenter les effets de la coordination des soins sur plusieurs aspects en lien avec le suivi des patients dans le programme.

Dans cette étude, la présence de certains biais ne peut être totalement exclue. Ainsi, les données sur les habitudes de vie et sur la perception de l'impact de la maladie sur la qualité de vie pourraient comporter un biais de désirabilité sociale. Par ailleurs, l'amélioration clinique générale mesurée chez les patients participants pourrait être due, au moins en partie, au fait que les patients les moins motivés aient abandonné le programme avant d'atteindre un suivi de 12 mois. Toutefois, il semble peu probable que les biais potentiels et les abandons aient influencé de façon différente les résultats du groupe de patients exposés au programme dans les CSSS où la coordination externe était plus importante et ceux du groupe exposé à une moins grande coordination externe.

Par ailleurs, les variables sur les habitudes de vie et le contrôle de l'HbA1c et de la TA comportaient une certaine proportion de données manquantes à T0 (entre 4 et 8 %). Ces données ont fait l'objet d'une imputation à l'aide de la méthode « hot deck », consistant à remplacer chacune des valeurs manquantes par une valeur choisie aléatoirement parmi celles observées chez des patients similaires[26] quant à l'âge, au sexe et à l'atteinte ou non de la cible pour la variable à imputer au prochain suivi où cette donnée était disponible. Cette approche nous a permis de réduire l'impact d'éventuels biais liés à la non-réponse[27].

En ce qui concerne la mesure de la « coordination externe », il faut rappeler que les caractéristiques organisationnelles du programme dans les CSSS qui ont été utilisées dans cette étude ont été extraites des informations recueillies lors de l'analyse d'implantation. Leur valeur est la même pour tous les patients inscrits au programme dans un CSSS donné. De plus, le nombre relativement faible de milieux cliniques participants a réduit notre capacité à observer des variations et pourrait avoir conduit à une sous-estimation de la force des associations mesurées. Par ailleurs, la mesure du suivi interdisciplinaire et de la coordination des soins entre les équipes des CSSS et les médecins repose sur la perception des intervenants des équipes. L'absence d'information sur la perception des médecins de première ligne quant à la coordination des soins avec les équipes interdisciplinaires dans les CSSS constitue une lacune.

Enfin, bien que le taux de participation à l'évaluation du programme ait été élevé, nous ne pouvons avoir la certitude que les participants soient totalement représentatifs de l'ensemble des patients inscrits au programme. Néanmoins, d'après nos données, les patients ayant participé à l'évaluation ne différaient pas de manière statistiquement significative de l'ensemble des participants au programme en matière d'âge et de sexe.

Conclusion

L'implantation du programme de prévention et de gestion du risque cardiométabolique en première ligne mis en place à Montréal constitue un exemple d'intégration des services entre des équipes interdisciplinaires et les médecins de première ligne. Même dans un contexte où les services médicaux de première ligne ne sont pas complètement intégrés aux autres services publics de santé, ce programme possède le potentiel d'une intégration réussie des services de prévention et de gestion des maladies chroniques.

Nos résultats indiquent qu'une plus grande intégration et une plus grande coordination des services entre des équipes interdisciplinaires et les médecins de première ligne, ce que préconise le CCM, se traduisent par des effets bénéfiques chez les patients atteints de diabète ou d'hypertension. Ces éléments devraient faire l'objet d'une attention particulière lors de la mise en œuvre de programmes de gestion des maladies chroniques. À cet égard, une plus grande proximité entre équipes interdisciplinaires et médecins de première ligne, ce que préconisent les nouveaux modèles d'organisation de première ligne où ces équipes existent, constitue une voie à privilégier en matière de gestion des maladies chroniques.

Remerciements

Le projet de recherche dans lequel s'inscrit le contenu de cet article a été financé par les Instituts de recherche en santé du Canada (Programme de Partenariats pour l'amélioration des systèmes de santé) et le Fonds Pfizer-FRSQ (Fonds de recherche en santé du Québec)-MSSS (Ministère de la Santé et des Services sociaux) sur les maladies chroniques. Les auteurs aimeraient souligner la contribution des collaborateurs associés au projet à l'Agence de la santé et des services sociaux de Montréal et dans les Centres de santé et des services sociaux participants (Sud-Ouest-Verdun, Jeanne-Mance, Cœur-de-l'Île, Pointe-de-l'Île, St-Léonard-St-Michel et Bordeaux-Cartierville-St-Laurent).

Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêt en lien avec cet article.

Contributions des auteurs

Sylvie Provost, Raynald Pineault, Dominique Grimard, Pierre Tousignant, Johanne Desforges et Roxane Borgès Da Silva ont participé à la conception et à la conceptualisation de l'étude, à la collecte, à l'analyse et à l'interprétation des données. José Pérez, Michel Fournier et Yves Lévesque ont apporté une contribution majeure à la réalisation des analyses. Tous les auteurs ont contribué à la rédaction de l'article, ont lu et approuvé le manuscrit final.

Références

1. Wagner, EH. The role of patient care teams in chronic disease management. BMJ. 2000;320(7234):569-572.
2. Von Korff M, Glasgow RE, Sharpe M. Organising care for chronic illness. BMJ. 2002;325(7355):92-94.
3. Rothman AA, Wagner EH. Chronic illness management: what is the role of primary care? Ann Intern Med. 2003; 138(3):256-261.
4. Wagner EH, Austin BT, Davis C, Hindmarsh M, Schaefer J, Bonomi A. Improving chronic illness care: translating evidence into action. Health Aff. 2001;20(6):64-78.
5. Nutting PA, Dickinson WP, Dickinson LM, et al. Use of Chronic Care Model elements is associated with higher-quality care for diabetes. Ann Fam Med. 2007;5(1):14-20.
6. Bodenheimer T, Wagner EH, Grumbach K. Improving primary care for patients with chronic illness: the Chronic Care Model, Part 2. JAMA. 2002;288(15): 1909-1914.
7. Coleman K, Austin BT, Brach C, Wagner EH. Evidence on the Chronic Care Model in the new millennium. Health Aff. 2009;28(1):75-85. doi: 10.1377/hlthaff.28.1.75.
8. Glasgow RE, Orleans CT, Wagner EH, Curry SJ, Solberg LI. Does the Chronic Care Model serve also as a template for improving prevention? Milbank Q. 2001;79(4):579-612.
9. Tsai AC, Morton SC, Mangione CM, Keeler EB. A meta-analysis of interventions to improve care for chronic illnesses. Am J Manag Care. 2005;11(8): 478-88.
10. Breton M, Denis JL, Lamothe L. Incorporating public health more closely into local governance of healthcare delivery: lessons from the Québec experience. Can J Public Health. 2010; 101(4):314-317.
11. Breton M, Pineault R, Levesque JF, Roberge D, Borgès Da Silva R, Prud'homme A. Reforming healthcare systems on a locally integrated basis: is there a potential for increasing collaborations in primary healthcare? BMC Health Serv Res. 2013;13(262). doi: 10.1186/1472-6963-13-262.
12. Bodenheimer T, Wagner EH, Grumbach K. Improving primary care for patients with chronic illness. JAMA. 2002; 288(14):1775-1779.
13. Grumbach K. Chronic illness, comorbidities, and the need for medical generalism. Ann Fam Med. 2003;1(1):4-7. doi: 10.1370/afm.47.
14. Starfield B, Lemke KW, Bernhardt T, Foldes SS, Forrest CB, Weiner JP. Comorbidity: implications for the importance of primary care in "case" management. Ann Fam Med. 2003; 1(1):8-14. doi: 10.1370/afm.1.
15. Reeve J, Blakeman T, Freeman GK, et al. Generalist solutions to complex problems: generating practice-based evidence—the example of managing multi-morbidity. BMC Fam Pract. 2013;14(112). doi: 10.1186/1471-2296 -14-112.
16. Provost S, Borgès Da Silva R, Pineault R, Grimard D, Pérez J, Tousignant P. Mise en œuvre d'un programme de prévention et d'intervention interdisciplinaire intégré sur le risque cardiométabolique en première ligne : le point de vue des médecins participants. Présentation par affiche. Résumé #70. Conférence de l'ACRSPS, mai 2016; Toronto, Canada.
17. Provost S, Pineault R, Tousignant P, Hamel M, Borgès Da Silva R. Evaluation of the implementation of an integrated primary care network for prevention and management of cardiometabolic risk in Montréal. BMC Fam Pract. 2011;12(126). doi: 10.1186/1471 -2296-12-126.
18. Nolin B, Prud'homme D, Godin G, Hamel D. Enquête québécoise sur l'activité physique et la santé 1998. Québec (Québec) : Institut de la statistique du Québec, Institut national de santé publique du Québec et Kino-Québec; 2002.
19. Ministère de la Santé et des Services sociaux. Coup d'œil sur l'alimentation de la personne diabétique [Internet]. Québec (Québec) : Ministère de la Santé et des Services sociaux; 2014. En ligne à : http://www.diabete.qc.ca/fr /comprendre-le-diabete/ressources /getdocumentutile/coup-oeil-diabeteFR .pdf
20. Bradley C, Todd C, Gorton T, Symonds E, Martin A, Plowright R. The development of an individualized questionnaire measure of perceived impact of diabetes on quality of life: the ADDQoL. Qual Life Res. 1999;8(1-2): 79-91.
21. El Achhab Y, Nejjari C, Chikri M, Lyoussi B. Disease-specific health-related quality of life instruments among adults diabetic: a systematic review. Diabetes Res Clin Pract. 2008; 80(2):171-84. doi: 10.1016/j.diabres .2007.12.020.
22. Speight J, Reaney MD, Barnard KD. Not all roads lead to Rome: a review of quality of life measurement in adults with diabetes. Diabet Med. 2009;26(4): 315-327. doi: 10.1111/j.1464-5491.2009 .02682.x.
23. Battersby MW, Ask A, Reece MM, Markwick MJ, Collins JP. The Partners in Health scale: the development and psychometric properties of a generic assessment scale for chronic condition self-management. Aust J Prim Health. 2003;9(4):41-52. doi: 10.1071/PY03022.
24. Stellefson M, Dipnarine K, Stopka C. The Chronic Care Model and diabetes management in US primary care settings: a systematic review. Prev Chronic Dis. 2013;10:120180. doi: 10.5888/pcd10.120180.
25. Elissen AM, Steuten LM, Lemmens LC, Drewes HW, Lemmens KM, Meeuwissen JA, et al. Meta-analysis of the effectiveness of chronic care management for diabetes: investigating heterogeneity in outcomes. J Eval Clin Pract. 2013;19(5),753-762. doi: 10.1111 /j.1365-2753.2012.01817.x.

26. Andridge RR, Little RJ. A review of hot deck imputation for survey non-response. Int Stat Rev. 2010;78(1): 40-64. doi: 10.1111/j.1751-5823.2010 .00103.x.

27. Haziza D. Chapter 10: Imputation and inference in the presence of missing data. Dans : Pfeffermann D, Rao CR (dir.). Handbook of Statistics 29A: Sample surveys: design, methods and applications. Oxford (R.-U.) : Elsevier; 2009:215-246.

https://doi.org/10.24095/hpcdp.37.4.02f

Évaluation du risque de dysglycémie dans la région de Kitikmeot (Nunavut) au moyen de l'outil CANRISK

Ying Jiang, M.D. (1); Susan Rogers Van Katwyk, B. Sc. (1,2); Yang Mao, Ph. D. (1); Heather Orpana, Ph. D. (1,2); Gina Agarwal, M.B.B.S., Ph. D. (3); Margaret de Groh, Ph. D. (1); Monique Skinner, B.A. (4); Robyn Clarke, B. Sc. (4); Howard Morrison, Ph. D. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : L'Agence de la santé publique du Canada a adapté un outil finlandais de dépistage du diabète (FINDRISC) dans le but de créer un outil, CANRISK, conçu sur mesure pour la population multiethnique du Canada. Cet outil a été élaboré à partir de données recueillies dans sept provinces canadiennes. Dans le but d'élargir son applicabilité aux populations des territoires nordiques, nous avons réalisé une étude auprès de la population majoritairement inuite de la région de Kitikmeot (Nunavut).

Méthodologie : Nous avons recueilli des questionnaires CANRISK, des mesures physiques et des échantillons de sang auprès de participants vivant dans cinq collectivités de la région de Kitikmeot. Nous avons utilisé une régression logistique pour évaluer l'ajustement du modèle à l'aide des facteurs de risque de l'outil CANRISK d'origine associés à la dysglycémie (prédiabète et diabète). La dysglycémie a été évaluée au moyen d'un test de glycémie plasmatique à jeun (GPJ) administré seul ou avec une épreuve d'hyperglycémie provoquée par voie orale. Nous avons mis au point les scores CANRISK des participants pour tester le fonctionnement de cet outil au sein d'une population inuite.

Résultats : Au total, 303 personnes ont participé à l'étude. La moitié d'entre elles avaient moins de 45 ans, les deux tiers étaient des femmes et 84 % étaient inuites. Sur les 303 participants, 18 % étaient atteints de prédiabète et 4 % avaient un diabète non diagnostiqué. La probabilité de présenter un état dysglycémique augmentait de façon exponentielle avec l'âge et la relation avec l'indice de masse corporelle (IMC) suivait une courbe en U. Par rapport aux résultats d'analyse en laboratoire, l'outil CANRISK avec un seuil de 32 points a présenté une sensibilité de 61 %, une spécificité de 66 %, une valeur prédictive positive de 34 % et un taux d'exactitude de 65 %.

Conclusion : L'outil CANRISK a permis de détecter la dysglycémie au sein de cette population très majoritairement inuite avec une exactitude comparable à celle obtenue avec un échantillon de Canadiens présentant une diversité multiethnique. L'outil CANRISK est donc utilisable pour la région de Kitikmeot, et plus généralement au Nunavut.

Mots-clés : CANRISK, prédiabète, diabète, dysglycémie, Nunavut, Inuits

Points saillants

- Le questionnaire CANRISK est un outil qui permet d'évaluer le risque de dysglycémie dans la population multiethnique du Canada.
- D'après notre étude au sein d'un échantillon du Nunavut, 18 % des participants étaient atteints de prédiabète et 4 % présentaient un diabète non diagnostiqué.
- L'outil CANRISK appliqué à un échantillon de population très majoritairement inuite a permis une exactitude comparable à celle obtenue avec un échantillon de Canadiens présentant une diversité multiethnique.
- L'outil CANRISK est utilisable dans la région de Kitikmeot, et plus généralement au Nunavut.

Introduction

Le diabète (de type 1 et de type 2) et ses complications imposent un lourd fardeau aux Canadiens et au système de santé[1]. De récentes données indiquent que 10 % des Canadiens âgés de 20 ans et plus ont reçu un diagnostic de diabète[2]. En outre, on estime qu'au moins une personne diabétique sur cinq n'a jamais été diagnostiquée et ignore qu'elle est atteinte de cette maladie[3].

Parmi les facteurs de risque favorisant le développement d'un diabète de type 2, mentionnons l'adiposité, l'âge, une prédisposition génétique, des facteurs épigénétiques, le sexe masculin, une mauvaise alimentation, l'inactivité physique et d'autres affections concomitantes comme l'hypertension[4,5]. Des mesures génétiques de substitution intègrent les antécédents familiaux de diabète et l'origine ethnique, les personnes d'origine sud-asiatique[6] ou issues des Premières Nations[5] présentant un risque particulièrement élevé d'être atteintes d'un diabète de type 2.

Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
3. Département de médecine familiale, Université McMaster, Hamilton (Ontario), Canada
4. Kitikmeot Region Health and Social Services, Cambridge Bay (Nunavut), Canada

Correspondance : Ying Jiang, Division de l'intégration scientifique, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-415-6176; téléc. : 613-960-0921; courriel : ying.jiang@phac-aspc.gc.ca

En 1987, un examen exhaustif des dossiers médicaux d'Inuits canadiens n'a permis de relever que 31 cas prévalents de diabète chez des adultes de 25 ans et plus, pour une prévalence normalisée selon l'âge de 0,6 %[7]. Dans l'Enquête sur la santé des Inuits adultes de 2007-2008 menée lors de l'Année polaire internationale[8], on a constaté une prévalence du diabète de 5,1 % en utilisant l'épreuve d'hyperglycémie provoquée par voie orale (HGPO), soit une prévalence comparable à celle de l'ensemble de la population canadienne, mais des taux élevés d'obésité chez les Inuits par rapport à l'ensemble de la population canadienne[9]. En raison de l'importance de l'obésité dans l'étiologie du diabète de type 2, il y a lieu de croire que le taux de diabète de type 2 augmentera probablement au sein de cette population dans un avenir rapproché.

Il est important d'une part de repérer les personnes susceptibles de développer un diabète de type 2 et de les encourager à apporter des changements sains à leur mode de vie pour prévenir cette maladie ou au moins en retarder l'apparition et d'autre part de repérer les cas qui n'ont jamais été diagnostiqués afin de pouvoir amorcer un traitement.

Des analyses sanguines sont nécessaires pour déterminer l'état prédiabétique ou diabétique d'une personne. Si celles-ci sont effectuées sur l'ensemble de la population (p. ex. un dépistage aux trois ans pour les Canadiens âgés de 40 ans et plus, comme le recommandent les lignes directrices publiées en 2013 par l'Association canadienne du diabète[10]), il en résulte le dépistage d'un grand nombre de personnes à faible risque. Il est plus économique de repérer les personnes à haut risque grâce à une présélection initiale par questionnaire et d'effectuer ensuite des analyses sanguines poussées chez ces personnes uniquement. C'est l'approche utilisée par la Finlande avec l'élaboration du questionnaire (FINDRISC)[11], fondé sur les facteurs de risque connus du diabète de type 2. Au Canada, le questionnaire FINDRISC a été modifié à partir des recommandations d'un comité consultatif d'experts pour tenir compte de la composition multi-ethnique du Canada et d'autres facteurs de risque absents dans le questionnaire FINDRISC mais considérés comme pertinents en contexte canadien[12,13]. Ce questionnaire, CANRISK, a été testé de 2007 à 2011 auprès d'un échantillon de commodité composé d'adultes principalement âgés de 40 à 78 ans provenant de sept provinces, en parallèle avec un test de glycémie plasmatique à jeun (GPJ) et une épreuve d'hyperglycémie provoquée par voie orale (HGPO)[12,13]. Ces données ont été utilisées pour créer et tester le modèle CANRISK grâce à un échantillon d'étalonnage et de validation. Le modèle CANRISK a été comparé au modèle FINDRISC et à un modèle intégrant seulement l'indice de masse corporelle (IMC), le tour de taille, le sexe et l'âge. On a choisi le modèle maximisant la classification des résultats réellement positifs et on l'a évalué pour l'ajuster et pour mesurer la signification statistique de chaque prédicteur grâce à un échantillon d'étalonnage. On a ensuite effectué une validation croisée du modèle final avec un échantillon indépendant[12,14,15]. Des validations de l'utilisation de l'outil de cotation CANRISK chez les jeunes adultes (20 à 39 ans) au sein de certaines populations ethniques sont en cours. L'outil CANRISK est utilisé dans plusieurs régions du Canada, en particulier au Nouveau-Brunswick[16] et à Toronto, et par des organismes comme Shoppers Drug Mart (Pharmaprix)[17] et l'Association canadienne du diabète[18].

D'autres pays ont élaboré des outils d'évaluation semblables à FINDRISC et à CANRISK, par exemple l'outil d'évaluation du risque de diabète de type 2 de l'Australie (AUSDRISK)[19], l'outil d'évaluation du score de risque de diabète du Royaume-Uni[20] et l'outil d'évaluation du risque de diabète de type 2 des États-Unis[21]. L'une des principales différences entre ces outils est l'inclusion, au cours de leurs étapes de développement, de groupes ethniques différents, spécifiques à chaque pays (p. ex. dans le cas de l'outil AUSDRISK, les Aborigènes et les peuples insulaires du détroit de Torres). Ainsi, même si la version actuelle de CANRISK a été mise au point sur la base d'un échantillon composé de nombreux groupes ethniques dont les Premières Nations, elle n'a pas été validée avec la population inuite. Notre étude visait à examiner l'ajustement du modèle CANRISK au sein d'une population majoritairement inuite et en testant la sensibilité et la spécificité de l'outil CANRISK ainsi que ses valeurs seuil pour détecter la dysglycémie (prédiabète et diabète).

Méthodologie

L'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) a mené, en collaboration avec le ministère de la Santé et des Services sociaux du Nunavut et les autorités communautaires de santé publique, une étude de cotation du risque de dysglycémie à l'intention de la population du Nunavut, conformément aux lignes directrices de la deuxième édition de l'Énoncé de politique des trois Conseils[22]. La mobilisation communautaire s'est faite par l'entremise de la Kitikmeot Inuit Association (Association inuite de Kitikmeot). L'étude a reçu l'approbation du Comité d'éthique de la recherche de Santé Canada/ASPC et l'autorisation de l'Institut de recherche du Nunavut.

Population étudiée et recrutement

Entre janvier 2013 et mars 2013, nous avons contacté des résidents âgés de 30 ans et plus des cinq collectivités du Nunavut de la région de Kitikmeot, soit Cambridge Bay, Gjoa Haven, Kugaaruk, Kugluktuk et Taloyoak, pour les inviter à participer à une étude d'évaluation du risque de dysglycémie. Nous avons exclu de l'étude les personnes dont l'état diabétique était connu afin que la méthodologie corresponde à celle utilisée dans l'étude CANRISK d'origine. Pour faire connaître le projet, nous avons eu recours à des annonces radiophoniques, à des avis sur les médias sociaux comme Facebook et à des affiches dans les collectivités. Toutes les personnes ayant fréquenté les centres de santé communautaire ont été appelées à participer au projet et à transmettre le message à leurs amis et aux membres de leur famille. Un bon alimentaire d'une valeur de 50 $ a été remis aux participants ayant fourni tous les renseignements requis (questionnaire et analyses sanguines).

Collecte des données

Nous avons convoqué à l'unité locale de santé publique les personnes ayant donné leur consentement éclairé pour passer une entrevue personnelle, se soumettre à des mesures anthropométriques et fournir deux échantillons de sang. Les participants à l'étude ont été pesés à l'aide d'un pèse-personne numérique (vêtus de vêtements d'intérieur et sans chaussures) et leur taille a été déterminée au moyen d'un ruban à mesurer normalisé fixé au mur. La taille a été mesurée au centimètre près et le poids aux 100 grammes près. Le tour de taille a été mesuré à la circonférence minimale entre le nombril et le processus xiphoïde, au demi-centimètre près. Les travailleurs de la santé des diverses collectivités ont pu au besoin apporter leur aide aux participants en anglais, en inuinnaqtun et en inuktitut, et ils

ont reçu une formation normalisée sur la façon d'effectuer les mesures anthropométriques afin qu'elles soient uniformisées pour les cinq collectivités à l'étude.

Le questionnaire CANRISK[16] comporte des questions sur le sexe, l'âge, l'activité physique, la consommation de fruits et de légumes, les antécédents d'hypertension, les antécédents d'hyperglycémie, les antécédents familiaux de diabète, l'origine ethnique et la scolarité. Il faut en moyenne moins de cinq minutes pour le remplir. Au Nunavut, pour tenir compte de l'intérêt manifesté par les communautés locales, ces entrevues ont été complétées par des questions d'ordre alimentaire sur la consommation de « malbouffe » (ce qui inclut les boissons sucrées ou édulcorées) et les « aliments traditionnels ». La « malbouffe » englobait les croustilles, les grignotines, les bâtonnets au fromage, les boissons sucrées de types boissons gazeuses, boissons sucrées en poudre (p. ex. boissons aux fruits/boissons pour sportifs, thé glacé, chocolat chaud) et barbotines. Les « aliments traditionnels » comprenaient le muktuk, le caribou, le bœuf musqué, les oiseaux, les foies d'animaux, la viande de mammifère marin comme le phoque annelé ou la baleine, les poissons comme l'omble chevalier ou les poissons à chair blanche.

Nous avons demandé aux participants de fournir deux échantillons de sang veineux, l'un prélevé à jeun et l'autre prélevé deux heures après la prise d'une boisson contenant 75 g de glucose (épreuve HGPO), comme le recommandent l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et les lignes directrices de 2013 de l'Association canadienne du diabète[10,23]. La mesure du glucose plasmatique à jeun et par l'épreuve HGPO a été effectuée pour tous les échantillons sanguins par le laboratoire DynaLIFE$_{Dx}$ à Edmonton.

Analyse des données

Nous avons calculé, pour chacune des collectivités et pour l'ensemble de l'échantillon, le taux de participation à l'étude en comparant les caractéristiques de l'échantillon aux données de population tirées du recensement de 2011.

Nous avons traité l'âge, l'IMC (kg/m^2) et le tour de taille comme des variables nominales, en utilisant les catégories du questionnaire CANRISK[13]. Les catégories d'âge étaient : 30 à 44 ans, 45 à 54 ans, 55 à 64 ans et 65 ans et plus. Les catégories d'IMC étaient : IMC inférieur à 25, IMC compris entre 25 et 29,9, IMC compris entre 30 et 34,9 et IMC de 35 et plus[24]. Les catégories pour le tour de taille étaient : petit (moins de 94 cm pour les hommes et de 80 cm pour les femmes), moyen (de 94 à 102 cm pour les hommes et de 80 à 88 cm pour les femmes) et grand (plus de 102 cm pour les hommes et plus de 88 cm pour les femmes)[25]. Nous avons mesuré les antécédents familiaux de diabète en calculant le nombre de catégories de parents au premier degré touchés par le diabète (entre 0 et 4). Les niveaux de scolarité étaient : études collégiales ou universitaires partielles, diplôme d'études secondaires et sans diplôme d'études secondaires.

D'autres variables étaient binaires, c'est-à-dire qu'il fallait répondre « oui » ou « non » à des questions telles que : « Faites-vous habituellement de l'activité physique, comme de la marche rapide, au moins 30 minutes par jour? »; « Vous a-t-on déjà dit que vous faisiez de l'hypertension artérielle? »; « Vous a-t-on déjà dit que vous faisiez de l'hyperglycémie? » et « Avez-vous consommé des aliments traditionnels dans la dernière année? » Nous avons évalué la consommation de fruits et de légumes à l'aide de la question « À quelle fréquence mangez-vous des fruits ou des légumes? », dont les catégories de réponse étaient « Tous les jours » ou « Pas tous les jours ».

La dysglycémie a été déterminée à partir des résultats au test de GPJ et à l'épreuve HGPO auxquels ont été soumis les participants, et l'état diabétique et prédiabétique ont été définis conformément aux normes de l'OMS[23]. Une personne a été considérée comme prédiabétique si sa GPJ était comprise entre 6,1 et moins de 7,0 mmol/L et/ou si sa glycémie se situait entre 7,8 et 11,0 mmol/L à l'épreuve HGPO. Une personne a été considérée comme diabétique si sa GPJ était égale ou supérieure à 7,0 mmol/L et/ou si sa glycémie était égale ou supérieure à 11,1 mmol/L à l'épreuve HGPO.

Nous avons d'abord effectué une régression logistique binaire, avec les variables du questionnaire CANRISK et les variables supplémentaires liées à l'alimentation, la variable de résultat étant la présence ou l'absence de dysglycémie. Nous avons effectué une deuxième régression logistique binaire en forçant seulement les variables du questionnaire CANRISK dans le modèle. Nous avons utilisé le test de validité de l'ajustement de Hosmer-Lemeshow pour évaluer l'ajustement du modèle, ainsi que la statistique du pseudo-R-carré pour comparer ces modèles. Nous avons calculé les rapports de cotes (RC) et les intervalles de confiance (IC) à 95 %. Nous avons utilisé l'aire sous la courbe (ASC) de la courbe caractéristique de la performance d'un test (ROC) pour évaluer la capacité de prédiction des modèles. Les scores varient de 0,5 (aucune capacité de prédiction) à 1,0 (capacité de prédiction parfaite). Toutes les analyses ont été réalisées au moyen du logiciel SAS 9.3 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Nous avons ensuite attribué des scores CANRISK aux participants en utilisant l'outil CANRISK accessible au public, et nous avons classé ces scores comme positifs ou négatifs en référence à diverses valeurs seuil : légèrement élevé (≥ 21), modéré (≥ 29), équilibré (≥ 32) et élevé (≥ 33)[12]. Un score égal ou supérieur au seuil a été codé comme positif et un score inférieur au seuil comme négatif. La sensibilité est la proportion d'individus ayant un score CANRISK positif parmi ceux ayant obtenu un résultat positif au test de GPJ et/ou à l'épreuve HGPO. La spécificité est la proportion des individus ayant un score CANRISK négatif parmi ceux ayant obtenu un résultat négatif au test de GPJ et à l'épreuve HGPO. La valeur prédictive positive est la probabilité que les sujets ayant un score de risque CANRISK positif aient un résultat positif au test de GPJ et/ou à l'épreuve HGPO. Le taux d'exactitude est le nombre de scores CANRISK positifs confirmés par des résultats positifs au test de GPJ et/ou à l'épreuve HGPO et le nombre de scores CANRISK négatifs confirmés par des résultats négatifs au test de GPJ et à l'épreuve HGPO par rapport au nombre total de participants. L'objectif de ces statistiques était dans cette étude de déterminer si l'outil CANRISK et les seuils actuels étaient applicables à la population inuite.

Résultats

Nous avons recueilli au total 303 questionnaires CANRISK et dossiers d'épreuves HGPO valides provenant des cinq collectivités choisies, soit approximativement 11,6 % (303/2614) de la population locale âgée de 30 ans ou plus (tableau 1). Environ la moitié des participants étaient âgés de

TABLEAU 1
Taux de participation à l'étude CANRISK dans la région de Kitikmeot (Nunavut), par collectivité, Canada, 2013

Collectivité	Population[a] âgée de 30 ans et plus		Nombre de répondants (n) et couverture communautaire (%)		
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Total
Cambridge Bay	406	365	33 (8,1 %)	48 (13,2 %)	81 (10,5 %)
Gjoa Haven	276	233	24 (8,7 %)	50 (21,5 %)	74 (14,5 %)
Kugaaruk	171	149	11 (6,4 %)	18 (12,1 %)	29 (9,1 %)
Kugluktuk	358	295	22 (6,1 %)	54 (18,3 %)	76 (11,6 %)
Taloyoak	172	179	14 (8,1 %)	29 (16,2 %)	43 (12,3 %)
Total[b]	1 393	1 221	104 (7,5 %)	199 (16,3 %)	303 (11,6 %)

[a] Les estimations de la population sont fondées sur les données du recensement de 2011 corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement net du recensement.

[b] Les totaux de la région de Kitikmeot comprennent les territoires non organisés et les établissements éloignés.

30 à 45 ans, les deux tiers étaient des femmes et 84 % étaient inuits.

Le tableau 2 montre les principales caractéristiques de risque des participants à l'étude. Parmi les personnes sondées, 67 % étaient en surpoids ou obèses et 56 % présentaient un tour de taille à risque élevé (soit supérieur à 88 cm pour les femmes et à 102 cm pour les hommes). Le score CANRISK moyen pour cet échantillon (N = 303) était de 29,0 (écart-type = 12, médiane = 28, minimum = 0 et maximum = 65).

D'après les analyses de laboratoire, 18 % des participants à l'étude souffraient de prédiabète et 4 % de diabète. La proportion de l'échantillon de personnes considérées comme prédiabétiques variait, selon les collectivités, de 12 à 22 % (tableau 3).

Le tableau 4 présente les résultats des analyses de régression logistique. L'âge et la macrosomie (le fait de donner naissance à un bébé de 4,1 kg [9 lb] ou plus) étaient des prédicteurs significatifs de dysglycémie dans les modèles ajustés complets. Les probabilités de dysglycémie augmentaient avec l'âge, même si les estimations ne se sont pas révélées toutes significatives sur le plan statistique et les probabilités de dysglycémie en fonction de l'IMC et du tour de taille semblaient suivre une courbe en U. Dans le modèle 1, qui incluait les variables supplémentaires liées à l'alimentation, le test de validité de l'ajustement de Hosmer-Lemeshow pour le modèle complet était $p = 0,35$, le pseudo-R-carré remis à l'échelle maximale était de 0,23 et l'ASC était de 0,75. Pour le modèle 2, soit le modèle CANRISK sans les variables supplémentaires, le test de validité de l'ajustement de Hosmer-Lemeshow était $p = 0,94$, le pseudo-R-carré remis à l'échelle maximale de 0,22 et l'ASC de 0,75. Le pseudo-R-carré remis à l'échelle maximale était légèrement meilleur pour le modèle 1, ce qui est attendu dans un modèle ayant plus de prédicteurs. Le test de validité de l'ajustement de Hosmer-Lemeshow indique que les deux modèles sont bien ajustés aux données. Les deux modèles présentent une exactitude mesurée par ASC comparable.

Nous avons calculé le score CANRISK pour chaque individu. Les calculs de sensibilité et de spécificité fondés sur les seuils de CANRISK[12] sont présentés dans le tableau 5. Avec le score de CANRISK « élevé » de 33 ou plus comme critère de classification de la dysglycémie, la sensibilité était de 61 % et la spécificité était de 67 %, avec le score de CANRISK « légèrement élevé » de 21 ou plus, la sensibilité était de 85 % et la spécificité était de 31 % (tableau 5). Un calcul ultérieur de la puissance a indiqué que l'étude avait une puissance statistique de 0,84 par rapport à une hypothèse nulle du taux de prévalence de la dysglycémie de 0,15 ($\alpha = 0,05$).

Analyse

Les estimations de la région du Nunavut de Kitikmeot se sont révélées très similaires à celles recensées dans les centres de collecte de données de sept provinces (Colombie-Britannique, Saskatchewan, Manitoba, Ontario, Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse et Île-du-Prince-Édouard) faisant partie de l'étude CANRISK d'origine[12] : respectivement 18 % et 16 % pour le prédiabète et 4 % et 5 % pour le diabète non diagnostiqué. Le fait que la population de l'échantillon du Nunavut soit beaucoup plus jeune en moyenne que celle des échantillons des autres centres de collecte de données CANRISK aurait dû donner lieu à un moindre nombre de cas recensés. Cependant, la prévalence du diabète non diagnostiqué dans cet échantillon de commodité correspond assez bien à la prévalence du diabète relevée dans l'Enquête sur la santé des Inuits adultes menée lors de l'Année polaire internationale fondée sur l'épreuve HGPO[8].

La prévalence de la dysglycémie a augmenté de façon exponentielle avec l'âge dans la population à l'étude, les probabilités doublant tous les dix ans, tandis qu'une tendance croissante linéaire plus modeste du rapport de cotes selon l'âge[12] a été observée pour les données CANRISK d'origine. Il est difficile de savoir si cela est dû au fait que l'échantillon est relativement réduit ou si cela correspond à une différence sous-jacente du risque selon l'âge pour une population très majoritairement inuite.

L'association entre l'IMC et la dysglycémie au Nunavut n'a montré aucune augmentation linéaire, comme pour l'étude CANRISK d'origine[12] : il semble plutôt y avoir une relation en U, quoique non statistiquement significative. Il semble aussi y avoir une relation en U similaire pour le tour de taille, également non statistiquement significative. Ces observations nous indiquent que les seuils d'IMC définissant les catégories de risque accru pour la santé pourraient devoir être ajustés pour les populations inuites. Cette hypothèse est renforcée par les résultats d'une étude menée auprès d'Inuits du Groenland, dans laquelle on a observé que la tendance chez les Inuits à avoir des jambes plus courtes par rapport au torse ferait en sorte que l'on devrait parler de surpoids à partir d'un IMC de 27 plutôt que de 25 (25 étant la norme de

TABLEAU 2
Caractéristiques du risque des participants à l'étude CANRISK dans la région de Kitikmeot (Nunavut), Canada, 2013

	Hommes % (n)	Femmes % (n)	Total % (n)	*p*
Âge (ans)				
Moins de 45	50,0 (52)	47,2 (94)	48,2 (146)	0,15
45 à 54	26,0 (27)	21,6 (43)	23,1 (70)	
55 à 64	9,6 (10)	19,6 (39)	16,2 (49)	
65 et plus	14,4 (15)	11,6 (23)	12,5 (38)	
IMC				
Moins de 25	39,4 (41)	29,6 (59)	33,0 (100)	0,05
25 à moins de 30	26,9 (28)	24,1 (48)	25,1 (76)	
30 à moins de 35	21,2 (22)	20,6 (41)	20,8 (63)	
35 et plus	12,5 (13)	25,6 (51)	21,1 (64)	
Tour de taille[a]				
Petit	38,8 (40)	15,0 (29)	23,3 (69)	< 0,001
Moyen	26,2 (27)	17,1 (33)	20,3 (60)	
Grand	35,0 (36)	67,9 (131)	56,4 (167)	
Scolarité				
Études collégiales ou universitaires partielles	24,0 (25)	23,1 (46)	23,4 (71)	0,52
Diplôme d'études secondaires	10,6 (11)	6,0 (12)	7,6 (23)	
Sans diplôme d'études secondaires	65,4 (68)	70,9 (141)	69,0 (209)	
30 minutes d'activité physique quotidienne				
Oui	79,8 (83)	82,4 (164)	81,5 (247)	0,58
Non	20,2 (21)	17,6 (35)	18,5 (56)	
Consommation quotidienne de fruits et de légumes				
Oui	39,4 (41)	36,4 (72)	37,4 (113)	0,60
No	60,6 (63)	63,6 (126)	62,6 (189)	
Antécédents d'hypertension				
Non	69,2 (72)	65,3 (130)	66,7 (202)	0,49
Oui	30,8 (32)	34,7 (69)	33,3 (101)	
Antécédents d'hyperglycémie				
Non	—	—	87,1 (263)	< 0,001
Oui	—	—	12,9 (39)	
Macrosomie (femmes seulement)				
Non	s.o.	76,4 (152)	s.o.	s.o.
Oui	s.o.	23,6 (47)	s.o.	s.o.
Aliments traditionnels				
Oui	56,7 (59)	52,8 (105)	54,1 (164)	0,06
Non	43,3 (45)	47,2 (94)	45,9 (139)	
Consommation quotidienne de malbouffe				
Oui	14,4 (15)	7,5 (15)	9,9 (30)	0,51
Non	85,6 (89)	92,5 (184)	90,1 (273)	
Total	34,3 (104)	65,7 (199)	100 (303)	

Abréviation : s.o., sans objet.

Remarque : –, données supprimées pour protéger la vie privée (n < 5).

[a] Mesures du tour de taille : petit, moins de 94 cm pour les hommes et moins de 80 cm pour les femmes; moyen, de 94 à 102 cm pour les hommes et de 80 à 88 cm pour les femmes; grand, plus de 102 cm pour les hommes et plus de 88 cm pour les femmes.

TABLEAU 3
État dysglycémique des participants à l'étude CANRISK dans la région de Kitikmeot (Nunavut), Canada, 2013

Collectivité	Prédiabète % (n)	Diabète[a] % (n)	Dysglycémie % (n)
Cambridge Bay	22 (18)	9 (7)	31 (25)
Gjoa Haven	12 (9)	0	12 (9)
Kugaaruk	21 (6)	0	21 (6)
Kugluktuk	—	—	21 (16)
Taloyoak	—	—	26 (11)
Total	18 (55)	4 (12)	22 (67)

Remarque : —, données supprimées pour protéger la vie privée (n < 5).

[a] Étant donné que les participants dont le diabète avait été diagnostiqué étaient exclus du questionnaire CANRISK, cette colonne ne comprend que les cas de diabète n'ayant jamais été diagnostiqués auparavant.

l'OMS)[26]. Un IMC d'environ 27 chez les Inuits correspond alors au degré de dyslipidémie d'un IMC de 25 chez les non-Inuits[26].

Au cours des dernières décennies, les aliments traditionnels ont été remplacés dans les collectivités autochtones du Canada par des aliments transformés, qui ont une teneur plus élevée en glucides raffinés, en gras, en sodium et en sucre[27,28]. Ce changement a eu des répercussions sur le développement du diabète et d'autres maladies chroniques[27,28]. Les résultats de notre étude, bien qu'ils ne soient pas statistiquement significatifs, invitent à penser qu'une consommation fréquente d'aliments traditionnels était associée à un risque plus faible de dysglycémie et que la malbouffe était associée positivement à la dysglycémie.

La population inuite du Nunavut est la plus jeune du Canada, l'âge médian étant de 23 ans contre 41 ans pour la population non autochtone au pays[29]. Quoique l'outil CANRISK ait déjà été validé pour un échantillon multi-ethnique, le fait que notre étude ait eu pour but de cibler la population inuite implique que la population de notre échantillon était plus jeune que celle de l'étude CANRISK d'origine. Les deux tiers de nos participants faisaient cependant partie du groupe d'âge des 40 ans et plus.

Lorsque nous avons utilisé les catégories de cotation « équilibré » et « élevé » pour indiquer le risque de dysglycémie des individus, nos résultats se sont révélés similaires à ceux de l'étude CANRISK précédente[12]. Pour la catégorie « élevé » (33 points ou plus), nous avons relevé une sensibilité de 61 % contre 66 % avec le questionnaire CANRISK administré dans les sept provinces, une spécificité de 67 % contre 70 %, une valeur prédictive positive de 34 % contre 36 % et un taux d'exactitude global de 65 % contre 64 %. Il importe de souligner qu'il n'y a pas de sensibilité ou de spécificité idéale ou recommandée pour un outil visant à repérer les personnes à risque élevé de dysglycémie. Même s'il est souhaitable de disposer d'un outil de dépistage qui soit à la fois très sensible et très spécifique, c'est généralement impossible, car lorsqu'on augmente la sensibilité, on diminue la spécificité, et vice versa. L'équilibre choisi constitue un compromis qui tient compte de l'importance de minimiser à la fois les résultats faussement positifs et les résultats faussement négatifs. Nous avons donc comparé nos taux de sensibilité et de spécificité à ceux mentionnés dans la littérature pour différents outils de dépistage ou pour le même outil mais au sein d'une population différente. Le fait de comparer nos taux de sensibilité et de spécificité aussi à ceux des analyses biochimiques existantes[30] peut contribuer à mesurer l'utilité de CANRISK comme outil de vérification du risque. De manière générale, les outils de dépistage fondés sur un questionnaire offrent une sensibilité et une spécificité plus faibles que les analyses biochimiques mais ils se révèlent habituellement utiles comme outils d'éducation, en particulier chez les personnes à grand risque de développer un diabète de type 2, et dans des situations où les avantages de la facilité et du faible coût associés aux questionnaires par rapport aux analyses biochimiques l'emportent sur la perte de sensibilité et de spécificité.

L'épreuve HGPO, qui présente une sensibilité de 90 à 93 % et une spécificité de 100 % pour repérer les personnes atteintes d'un diabète, constitue donc l'examen de référence[31]. Le test de GPJ (7,0 mmol/L ou plus) affiche quant à lui une sensibilité de 40 à 59 % et une spécificité de 96 à 99 %[31]. L'outil FINDRISC, largement utilisé dans les populations européennes et qui, rappelons-le, a servi de modèle à l'élaboration de CANRISK, est l'outil de dépistage du diabète le plus étudié[32]. Un score de FINDRISC égal ou supérieur à 12 correspond à une sensibilité de 78 % et une spécificité de 62 % et une valeur seuil FINDRISC égale ou supérieure à 10 offre une sensibilité de 84 % et une spécificité de 61 %. L'outil CANRISK d'origine, dans un échantillon plus large et multi-ethnique de Canadiens et avec un seuil de 32 points[12], offre une sensibilité de 70 % et une spécificité de 67 %. Son rôle a surtout été éducatif et son rôle potentiel dans le dépistage clinique n'a pas été évalué. Compte tenu de tous ces éléments, la capacité de prédiction de l'outil CANRISK au sein de la population du Nunavut semble acceptable par rapport aux autres possibilités offertes (hormis l'épreuve HGPO). Il offre de plus l'avantage d'être un questionnaire auto-administré simple et facile à utiliser.

Tout comme dans l'analyse précédente de CANRISK reposant sur la population des provinces, nous avons choisi d'utiliser le test de GPJ et/ou l'épreuve HGPO comme référence pour déterminer l'état dysglycémique. Ce choix est discutable au sens où les tests ne sont pas entièrement interchangeables et où les groupes visés par chaque test ne se recoupent pas toujours. Par exemple, l'analyse des données de CANRISK pour les sept provinces indique que le test de GPJ n'aurait pas détecté 52 % des cas de diabète et 59 % des cas de prédiabète révélés par l'épreuve HGPO[12]. Néanmoins, comme nous avons utilisé à la fois le test de GPJ et l'épreuve HGPO, étant donné la sensibilité élevée de cette dernière, il est peu probable que nous n'ayons pas détecté les cas réels. Le choix d'utiliser le test de GPJ et/ou l'épreuve HGPO dans notre analyse a été fait en partie pour assurer une comparabilité avec les données générées par l'analyse précédente de CANRISK effectuée dans les provinces[12,13]. De plus, l'épreuve HGPO demeure pour la plupart des cliniciens l'examen de référence pour le diagnostic du diabète.

Points forts et limites

En raison des changements dans les modes de vie au cours des dernières décennies, de

TABLEAU 4
Modèles de régression logistique utilisant CANRISK pour la région de Kitikmeot (Nunavut), Canada, 2013

	Modèle 1. Modèle CANRISK avec variables supplémentaires liées à l'alimentation N = 303		Modèle 2. Modèle CANRISK N = 303	
Facteur de risque	**RC ajusté**	**IC à 95 %**	**RC ajusté**	**IC à 95 %**
Âge (ans)				
Moins de 44	Réf.		Réf.	
45 à 54	1,46	0,63 à 3,35	1,44	0,63 à 3,30
55 à 64	4,12[a]	1,73 à 9,82	3,79[a]	1,62 à 8,90
65 et plus	7,43[a]	2,93 à 18,81	6,98[a]	2,79 à 17,48
Groupe d'IMC				
Moins de 25	Réf.		Réf.	
25 à moins de 30	0,68	0,17 à 2,64	0,72	0,19 à 2,80
30 à moins de 35	0,68	0,15 à 3,05	0,71	0,16 à 3,16
35 et plus	1,33	0,30 à 5,81	1,44	0,33 à 6,27
Tour de taille[b]				
Petit	Réf.		Réf.	
Moyen	0,37	0,10 à 1,45	0,36	0,09 à 1,43
Grand	1,24	0,27 à 5,74	1,17	0,26 à 5,40
Scolarité				
Études collégiales ou universitaires partielles	Réf.		Réf.	
Diplôme d'études secondaires	1,09	0,29 à 4,01	1,00	0,27 à 3,70
Sans diplôme d'études secondaires	0,70	0,30 à 1,62	0,70	0,31 à 1,59
30 minutes d'activité physique quotidienne				
Oui	Réf.		Réf.	
Non	1,33	0,62 à 2,85	1,35	0,63 à 2,91
Consommation quotidienne de fruits et de légumes				
Oui	Réf.		Réf.	
Non	0,97	0,47 à 1,99	1,02	0,50 à 2,07
Antécédents d'hypertension				
Non	Réf.		Réf.	
Oui	0,89	0,45 à 1,75	0,90	0,46 à 1,75
Antécédents familiaux de diabète				
Non	Réf.		Réf.	
Parent au premier degré (nombre)	0,87	0,41 à 1,85	0,85	0,40 à 1,79
Sexe				
Femme	Réf.		Réf.	
Homme	1,45	0,69 à 3,06	1,45	0,69 à 3,07
Antécédents d'hyperglycémie				
Non	Réf.		Réf.	
Oui	1,47	0,59 à 3,70	1,35	0,55 à 3,32
Macrosomie (femmes seulement)[c]				
Non	Réf.		Réf.	
Oui	2,65[a]	1,12 à 6,25	2,63[a]	1,13 à 6,09
Consommation hebdomadaire d'aliments traditionnels				
Non	Réf.			
Oui	0,73	0,40 à 1,37		
Consommation quotidienne de malbouffe (aliments/boissons)				
Non	Réf.			
Oui	1,53	0,53 à 4,47		
Statistiques sur l'ajustement du modèle et ROC				
Test de validité de l'ajustement de Hosmer-Lemeshow (*p*)	0,35		0,94	
Pseudo-R-carré remis à l'échelle maximale	0,23		0,22	
ASC	0,75		0,75	

Abréviations : ASC, aire sous la courbe; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes; Réf., groupe de référence; ROC, courbe caractéristique de la performance d'un test.

[a] Indique une signification statistique à $p < 0,05$.

[b] Mesures du tour de taille : petit, moins de 94 cm pour les hommes et moins de 80 cm pour les femmes; moyen, de 94 à 102 cm pour les hommes et de 80 à 88 cm pour les femmes; grand, plus de 102 cm pour les hommes et plus de 88 cm pour les femmes.

[c] L'estimation de la macrosomie a été calculée dans le même modèle que les autres paramètres. Les hommes ont constitué une troisième catégorie distincte du groupe de référence.

TABLEAU 5
Validation de l'outil CANRISK et des valeurs seuil pour la région de Kitikmeot (Nunavut), Canada, 2013

Analyse de validation	CANRISK score			
	Légèrement élevé ≥ 21	Modéré ≥ 29	Équilibré[a] ≥ 32	Élevé ≥ 33
Sensibilité	85,1 %	65,7 %	61,2 %	61,2 %
Spécificité	31,4 %	55,5 %	65,7 %	66,5 %
Valeur prédictive positive	26,0 %	29,5 %	33,6 %	34,2 %
Taux d'exactitude global	43,2 %	57,8 %	64,7 %	65,3 %

[a] Un score équilibré CANRISK est un score optimal visant à établir un équilibre entre la sensibilité et la spécificité du test.

plus amples données probantes sur la prévention et la détection précoce du diabète chez les populations inuites sont nécessaires. Dans ce contexte, notre étude fournit de nouvelles données sur la façon dont l'outil CANRISK est applicable à la population inuite.

Notre étude comporte plusieurs limites. Les femmes étaient surreprésentées dans notre échantillon, même avec une répartition selon l'âge comparable à celle du recensement de 2011 correspondant[33]. L'effet d'un suréchantillonnage des femmes est important seulement en cas d'interactions significatives entre facteurs de risque du modèle et dysglycémie. Notons qu'à l'exception de ce suréchantillonnage des femmes, et malgré l'utilisation d'un échantillon de commodité, notre étude semble largement représentative de la population étudiée : la proportion de participants sans diplôme d'études secondaires (69 %) et celle de participants inuits (84 %) étaient comparables aux données du recensement (62 % et 90 %[33]).

L'étude reposait sur un échantillon de commodité composé de volontaires, mais nous n'avons pas pu mesurer de manière exhaustive les différences entre les volontaires et le reste de la population. Les taux de diabète et de prédiabète non diagnostiqués chez les volontaires ne sont donc pas nécessairement représentatifs de la région étudiée ou de l'ensemble de la population du Nunavut. En outre, comme nous avons exclu les participants dont le diabète avait été diagnostiqué, nous n'avons pu calculer que les taux de prédiabète et les taux de diabète non diagnostiqué. Nous n'avons pas pu estimer le fardeau total de la dysglycémie dans ces collectivités en raison à la fois des faibles taux de participation et de notre incapacité à déterminer de manière systématique si les participants étaient différents ou non des non-participants. Les limites les plus importantes de cette étude sont sans doute la faible taille de son échantillon et le manque de précision des rapports de cotes qui en découle.

À l'instar d'autres outils de dépistage du diabète, comme AUSDRISK[19] et FINDRISC[11], l'outil CANRISK utilise un seul modèle prédictif pour tous les groupes d'âge. Bien que CANRISK ait raisonnablement bien performé pour prédire la dysglycémie au sein de notre population, nous n'avons pu examiner de manière fiable, compte tenu de la faible taille de notre échantillon, la performance de cet outil pour les répondants de moins de 40 ans. En effet, même si l'outil CANRISK a été élaboré à partir d'un échantillon incluant des personnes âgées de 18 ans et plus, on ne le recommande actuellement que pour les personnes de 40 ans ou plus. Cette limite se révèle particulièrement pertinente pour les populations inuites, la répartition selon l'âge de ces dernières faisant état d'une population beaucoup plus jeune. D'autres recherches vont donc être nécessaires pour évaluer la performance des outils de dépistage du risque de diabète au sein de populations plus jeunes.

Conclusion

Notre modèle de régression logistique a fait état d'un ajustement acceptable du modèle lorsque nous avons utilisé les variables du questionnaire CANRISK pour prédire la dysglycémie. De plus, les catégories de risque fondées sur les scores de l'outil CANRISK d'origine ont permis de détecter, dans cet échantillon composé majoritairement d'Inuits, une vraie dysglycémie avec une exactitude comparable à celle obtenue dans l'échantillon multi-ethnique du Canada. L'outil CANRISK se révèle applicable à la région de Kitikmeot et, par conséquent, il pourrait être utilisé de manière similaire pour l'ensemble du Nunavut. Grâce à l'outil CANRISK qui permet de déterminer les niveaux de risque de dysglycémie, les individus, les collectivités et les autorités sanitaires locales peuvent prendre les mesures appropriées afin de réduire le fardeau de la dysglycémie au sein de la population inuite.

Remerciements

Nous remercions le ministère de Santé du Nunavut, la Kitikmeot Inuit Association et cinq communautés de la région de Kitikmeot, Nunavut (Cambridge Bay, Gjoa Haven, Kugaaruk, Kugluktuk et Taloyoak) de leur soutien.

Conflits d'intérêts

Les auteurs n'ont aucun conflit d'intérêts à déclarer.

Contributions des auteurs

YJ, YM et HM ont considérablement contribué à la conception de l'étude et ont rédigé la première ébauche du manuscrit. YM, SRVK et YJ ont analysé les données. MS et RC ont élaboré des outils et effectué l'acquisition des données. HO, GA, MG, HM, YM, SRVK et YJ ont relu et révisé le manuscrit. Tous les auteurs ont lu et donné leur approbation que la version finale de cet article soit publiée, et étaient d'accord de se porter garants du travail.

Références

1. Association canadienne du diabète, Diabète Québec. Diabète : Le Canada à l'heure de la remise en question : Tracer une nouvelle voie. Canada : Association canadienne du diabète; 2011. En ligne à : http://www.diabetes.ca/CDA/media/documents/publications-and-newsletters/advocacy-reports/canada-at-the-tipping-point-french.pdf

2. Gouvernement du Canada. Cadre d'indicateurs des maladies chroniques et des blessures : Statistiques rapides [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2015 [mise à jour le 8 déc. 2015; consulté le 28 juin 2016]. En ligne à : http://infobase.phac-aspc.gc.ca/cdiif/index-fr.aspx

3. Agence de la santé publique du Canada. Le diabète au Canada : perspective de santé publique sur les faits et chiffres. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2011. [no HP35-25/2011F]

4. International Diabetes Federation. Risk factors [Internet]. Brussels: International Diabetes Federation; 2015 [consulté le 18 avril 2016]. En ligne à : http://www.idf.org/about-diabetes/risk-factors

5. American Diabetes Association. Age, race, gender and family history [Internet]. Arlington (VA): American Diabetes Association; 2014 [mis à jour le 12 févr. 2014; consulté le 20 avril 2016]. En ligne à : http://www.diabetes.org/are-you-at-risk/lower-your-risk/nonmodifiables.html

6. Shah A, Kanaya AM. Diabetes and associated complications in the South Asian population. Curr Cardiol Rep. 2014;16(5):476.

7. Young TK, Schraer CD, Shubnikoff EV, Szathmary EJ, Nikitin YP. Prevalence of diagnosed diabetes in circumpolar indigenous populations. Int J Epidemiol. 1992;21(4):730-736.

8. Egeland GM, Cao Z, Young TK. Hypertriglyceridemic-waist phenotype and glucose intolerance among Canadian Inuit: the International Polar Year Inuit Health Survey for Adults 2007–2008. JAMC. 2011;183(9):E553-E558.

9. Statistique Canada. Base de données CANSIM : Tableau 105-0507. Indice de masse corporelle (IMC) mesuré chez les adultes, selon le groupe d'âge et le sexe, population à domicile de 18 ans et plus excluant les femmes enceintes, Canada (sauf les territoires). [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2009 [consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?id=1050507&retrLang=fra&lang=fra

10. Canadian Diabetes Association Clinical Practice Guidelines Expert Committee, Ekoe JM, Punthakee Z, Ransom T, Prebtani AP, Goldenberg R. Screening for type 1 and type 2 diabetes. Can J Diabetes. 2013;37 Suppl 1:S12-S15.

11. Lindstrom J, Tuomilehto J. The diabetes risk score: a practical tool to predict type 2 diabetes risk. Diabetes Care. 2003;26(3):725-731.

12. Robinson CA, Agarwal G, Nerenberg K. Validation du modèle pronostique CANRISK pour l'évaluation du risque de diabète dans la population multiethnique du Canada. Maladies chroniques et blessures au Canada. 2011; 32(1):21-35.

13. Kaczorowski J, Robinson C, Nerenberg K. Development of the CANRISK questionnaire to screen for prediabetes and undiagnosed type 2 diabetes. Can J Diabetes. 2009;33(4):381-385.

14. Altman DG, Vergouwe Y, Royston P, Moons KG. Prognosis and prognostic research: validating a prognostic model. BMJ. 2009;338:b605.

15. Altman DG, Royston P. What do we mean by validating a prognostic model? Stat Med. 2000;19(4):453-473.

16. Nouveau-Brunswick Santé. Questionnaire sur le diabète CANRISK [Internet]. Fredericton (NB) : Nouveau-Brunswick Santé; 2014 [mise à jour le 10 sept. 2014; consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : http://www2.gnb.ca/content/gnb/fr/ministeres/sante/patients/SoinsDeSantePrimaires/Strategie-globale-sur-le-diabete-pour-les-Neo-Brunswickois-et-Neo-Brunswickoises-2011-2016/Questionnaire-sur-le-diabete_CANRISK.html

17. Pharmaprix. Êtes-vous à risque? [Internet]. Toronto (Ont.) : Pharmaprix; 2015 [mise à jour le 31 mars 2015; consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : http://canrisk.pharmaprix.ca/fr/

18. Canadian Diabetes Association. Take the Test [Internet]. Canada : Canadian Diabetes Association; 2014 [mise à jour le 5 nov. 2014; consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : www.diabetes.ca/take-the-test/

19. Chen L, Magliano DJ, Balkau B, et al. AUSDRISK: an Australian Type 2 Diabetes Risk Assessment Tool based on demographic, lifestyle and simple anthropometric measures. Med J Aust 2010;192(4):197-202.

20. Diabetes UK. Diabetes Risk Score Assessment Tool [Internet]. London : Diabetes UK; 2015 [consulté le 9 juil. 2015]. En ligne à : https://www.diabetes.org.uk/Professionals/Diabetes-Risk-Score-assessment-tool/

21. American Diabetes Association. Type 2 Diabetes Risk Test [Internet]. Arlington (VA): American Diabetes Association; 2015 [consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : http://www.diabetes.org/are-you-at-risk/diabetes-risk-test/

22. Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie du Canada (CRSNGC), Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSHC). La recherche visant les Premières nations, les Inuits ou les Métis du Canada. Dans : Énoncé de politique des Trois conseils : Éthique de la recherche avec des êtres humains (chapitre 9, p.121-154). Ottawa (Ont.) : CRSHC, CRSNGC et IRSC; 2010. [no MRd21-18/2010F-PDF]

23. Organisation mondiale de la santé, International Diabetes Federation. Definition and diagnosis of diabetes mellitus and intermediate hyperglycemia: report of a WHO/IDF consultation. Genève : Organisation mondiale de la santé; 2006.

24. Organisation mondiale de la santé. Obésité : prévention et prise en charge de l'épidémie mondiale. Rapport d'une consultation de l'OMS. Genève : Organisation mondiale de la santé; 2000. [Série de Rapports techniques 894]

25. Canadian Diabetes Association Clinical Practice Guidelines Expert Committee, Wharton S, Sharma AM, Lau DC. Weight management in diabetes. Can J Diabetes. 2013;37 Suppl 1:S82-S86.

26. Andersen S, Fleischer Rex K, Noahsen P, Sorensen HC, Mulvad G, Laurberg P. Raised BMI cut-off for overweight in Greenland Inuit—a review. Int J Circumpolar Health. 2013;72:21086. doi: 10.3402/ijch.v72i0.21086

27. Sharma S, Cao X, Roache C, Buchan A, Reid R, Gittelsohn J. Assessing dietary intake in a population undergoing a rapid transition in diet and lifestyle: the Arctic Inuit in Nunavut, Canada. Br J Nutr. 2010;103(5): 749-759.

28. Centre de collaboration nationale de la santé autochtone. Fiche d'information sur la nutrition [Internet]. Prince George (C.-B.) : Centre de collaboration nationale de la Santé autochtone; 2013 [consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : http://www.nccah-ccnsa.ca/Publications/Lists/Publications/Attachments/71/Nutrition_FR_web.pdf

29. Statistique Canada. Les peuples autochtones au Canada : Premières Nations, Métis et Inuits : Enquête nationale auprès des ménages, 2011 (Tableau 4) [Internet]. Ottawa (Ont) : Statistique Canada; 2013 [mise à jour le 23 déc. 2015; consulté le 19 juil. 2016]. En ligne à : http://www12.statcan.gc.ca/nhs-enm/2011/as-sa/99-011-x/99-011-x2011001-fra.cfm

30. Canadian Task Force on Preventive Health Care, Pottie K, Jaramillo A, et al. Recommendations on screening for type 2 diabetes in adults. JAMC. 2012; 184(15):1687-1696.

31. Engelgau MM, Narayan KM, Herman WH. Screening for type 2 diabetes. Diabetes Care. 2000;23(10):1563-1580.

32. Echouffo-Tcheugui JB, Ali MK, Griffin SJ, Narayan KM. Screening for type 2 diabetes and dysglycemia. Epidemiol Rev. 2011;33(1):63-87.

33. Statistique Canada. Kitikmeot, REG, Nunavut (Code 6208) (tableau). Profil de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM). Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2013 [consulté le 9 juin 2015]. En ligne à : http://www12.statcan.gc.ca/nhs-enm/2011/dp-pd/prof/index.cfm?Lang=F

https://doi.org/10.24095/hpcdp.37.4.03f

Mesurer la santé mentale positive au Canada : validation des concepts du Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé

Heather Orpana, Ph. D. (1,2); Julie Vachon, M. Sc. (1); Jennifer Dykxhoorn, M. Sc. (3); Gayatri Jayaraman, Ph. D. (1,4)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : La santé mentale positive est de plus en plus reconnue comme un élément central des politiques et des programmes en matière de santé publique. On a déterminé au Canada que le Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé (CSM-QA) constituait un outil de mesure prometteur qu'il fallait intégrer aux enquêtes d'évaluation de la santé mentale positive de la population. Ce questionnaire vise à évaluer un modèle à trois facteurs de santé mentale positive : le bien-être émotionnel, le bien-être social et le bien-être psychologique. Cette étude a pour but de déterminer si le CSM-QA offre une mesure adéquate de la santé mentale positive des Canadiens adultes.

Méthodologie : Nous avons réalisé une analyse factorielle confirmatoire (AFC) à l'aide des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale de 2012 (ESCC-SM). Nous avons également effectué une validation croisée du modèle à l'aide des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle (ESCC – Composante annuelle) de 2011-2012. Nous avons examiné la validité reliée à un critère dans le cadre d'analyses de corrélation entre les scores des sous-échelles du CSM-QA et les concepts positifs (comme la satisfaction à l'égard de la vie) et négatifs (comme la détresse psychologique) associés.

Résultats : Nous avons confirmé la validité du modèle à trois facteurs du bien-être émotionnel, social et psychologique dans le cadre d'une AFC de deux échantillons distincts, et ce, après avoir intégré les quatre erreurs corrélées entre les questions relatives à l'échelle du bien-être social. Nous avons observé, comme prévu, des corrélations significatives entre le bien-être émotionnel, psychologique et social et les concepts associés. Le coefficient alpha de Cronbach était de 0,82 pour les sous-échelles du bien-être émotionnel et du bien-être psychologique et de 0,77 pour le bien-être social.

Conclusion : Notre étude suggère que le CSM-QA permet de rendre compte du modèle à trois facteurs de la santé mentale positive de la population canadienne. Toutefois, la prudence est de mise lorsque l'on utilise l'échelle du bien-être social, qui ne s'est pas avérée aussi efficace que les autres facteurs, comme l'ont mis en évidence la nécessité d'ajouter plusieurs termes d'erreur corrélés afin d'obtenir un ajustement adéquat du modèle, le pourcentage plus élevé de données manquantes pour ces questions et les corrélations plus faibles avec les concepts connexes. Comme le bien-être social constitue un élément important d'une évaluation exhaustive de la santé mentale positive, la tenue d'autres recherches est recommandée.

Mots-clés : santé mentale, santé mentale positive, enquêtes et questionnaires, analyse factorielle

Points saillants

- On peut mesurer la santé mentale positive à l'aide d'un modèle à trois facteurs reposant sur le bien-être émotionnel, le bien-être psychologique et le bien-être social.
- Si l'on a étayé le modèle à trois facteurs, le facteur relatif au bien-être social ne s'est pas avéré aussi efficace que les deux autres facteurs.
- D'autres recherches sont nécessaires afin de mettre au point une mesure plus solide et plus fiable du bien-être social en contexte canadien.

Introduction

On reconnaît de plus en plus qu'une bonne santé ne se traduit pas simplement par une « absence de maladies » et que la santé physique comme la santé mentale sont essentielles à un bien-être complet. Dans ce contexte, le rôle de la santé mentale retient de plus en plus l'attention, car elle est associée à un meilleur fonctionnement, une meilleure santé physique et une capacité accrue à contribuer à la société[1]. L'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) définit la santé mentale comme : « [...] la capacité qu'a chacun d'entre nous de ressentir, de penser et d'agir de manière à améliorer notre aptitude à jouir de la vie et à relever les défis auxquels nous sommes confrontés. Il s'agit d'un sentiment positif de bien-être émotionnel et spirituel qui respecte l'importance de la culture, de l'équité, de la justice sociale, des interactions et de la dignité personnelle »[2, p. 3]. Cette définition est similaire à celle de

Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. École de psychologie, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
3. Division of Psychiatry, University College London, Londres, Royaume-Uni
4. Département d'épidémiologie et de médecine communautaire, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Heather Orpana, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-878-5011; courriel : heather.orpana@phac-aspc.gc.ca

l'Organisation mondiale de la santé (OMS), selon laquelle « La santé mentale est un état de bien-être dans lequel une personne peut se réaliser, surmonter les tensions normales de la vie, accomplir un travail productif et contribuer à la vie de sa communauté »[3].

Un certain nombre de mesures de la santé mentale positive ont déjà été mises au point. On compte parmi elles l'échelle de bien-être mental de Warwick et Edinburgh (WEMWBS)[4], l'échelle d'épanouissement de Diener (Diener's Flourishing Scale)[5], l'échelle de Huppert et de So[6], le profileur PERMA (émotions positives, engagement, relations positives, signification et accomplissements) basé sur le modèle de psychologie positive de Seligman[7] et le Continuum de santé mentale (CSM) de Keyes[8,9]. La majorité d'entre elles ont été élaborées dans le but de comprendre les différences entre individus en matière de bien-être, à l'exception de la WEMWBS, spécialement mise au point pour assurer un suivi du bien-être de la population.

Le CSM est une mesure de la santé mentale positive élaborée par Keyes[8] à partir d'un modèle à trois facteurs de bien-être : le bien-être émotionnel, le bien-être psychologique et le bien-être social. Le volet sur le bien-être émotionnel vise à évaluer les émotions positives, la satisfaction à l'égard de la vie et l'intérêt pour la vie et s'appuie sur les travaux de Bradburn sur les émotions positives[10] et ceux de Cantril[11] sur la satisfaction à l'égard de la vie. Le volet sur le bien-être psychologique évalue le fonctionnement dans six domaines définis par Ryff[12], soit l'autonomie, la maîtrise, l'épanouissement personnel, les relations positives avec les autres, les buts dans la vie et l'acceptation de soi. Le volet sur le bien-être social s'appuie quant à lui sur les travaux de Keyes et il fait état de la perception des individus à l'égard de leurs expériences en société et s'articule autour de cinq concepts : la contribution sociale, l'acceptation sociale, la cohérence sociale, la réalisation sociale et l'intégration sociale[13].

L'outil CSM original comprend des sous-échelles du bien-être émotionnel, du bien-être psychologique et du bien-être social et repose sur 40 éléments. Keyes a utilisé un critère reposant sur la répartition pour déterminer un degré élevé de santé mentale positive, qualifiée de « florissante », et attribué aux répondants ayant obtenu un score dans le tertile supérieur d'au moins l'une des échelles de bien-être émotionnel et d'au moins six des onze échelles de bien-être social et psychologique. Selon cette méthode, la santé mentale de 17,2 % de l'échantillon s'est révélée « florissante », celle de 56,6 % « modérément bonne », et celle de 12,1 % « languissante[8] ». Le questionnaire CSM initial étant trop long, Keyes a choisi [traduction] « les éléments les plus prototypiques qui représentaient la définition de chacune des facettes du bien-être »[9, p. 1] pour créer les 14 questions du CSM-QA, largement utilisé aujourd'hui et autour duquel la présente étude s'articule. Nous ne savons pas si le jugement de l'enquêteur a été le seul critère de choix ou si certaines analyses ont contribué à orienter la sélection des questions de la version courte de l'échelle. Le CSM-QA a été mis en œuvre à la fois dans l'ESCC – Composante annuelle de 2011-2012 et dans l'ESCC-SM de 2012.

Même si le CSM-QA est utilisable avec une échelle continue de scores, on l'utilise fréquemment pour déterminer la prévalence des participants dont la santé mentale est « florissante », soit ceux ayant répondu « presque tous les jours » ou « tous les jours » à au moins l'une des trois questions sur le bien-être émotionnel et à six des onze questions sur le bien-être psychologique et social (« au moins une et au moins six »). Keyes affirme que cette méthode d'identification des sujets à la santé mentale « florissante » est similaire à la méthode normalisée d'évaluation et de diagnostic d'un épisode dépressif majeur[8,9]. Nous considérons toutefois qu'une approche diagnostique de maladie mentale n'est pas nécessairement pertinente pour définir des états positifs de santé mentale. De plus, avec cette méthode de définition des répondants à la santé mentale « florissante », une personne ayant des scores élevés sur le plan du bien-être psychologique seulement (six questions) et exclusivement des scores faibles en matière de bien-être social peut être considérée comme ayant une santé mentale « florissante », ce qui est contradictoire avec la théorie selon laquelle une santé mentale positive exige des degrés élevés de bien-être à la fois émotionnel, psychologique et social.

Un certain nombre d'études ont confirmé la pertinence du modèle à trois facteurs et un fonctionnement adéquat de l'échelle du CSM-QA. Keyes et collab.[14] ont réalisé une analyse factorielle confirmatoire (AFC) des réponses par échelles auprès d'un échantillon de Sud-Africains parlant le setswana et ont confirmé le modèle à trois facteurs. Lamers et collab.[15] ont montré que les analyses confirmaient le modèle à trois facteurs, mais ont également conclu que la sous-échelle du bien-être social n'était que modérément fiable alors que les sous-échelles du bien-être psychologique et du bien-être émotionnel présentaient une fiabilité élevée. La structure à trois facteurs a également été confirmée dans le cadre d'une étude auprès de répondants néerlandais, sud-africains et iraniens[16]. Toutefois, afin de parvenir à un ajustement adéquat du modèle, la covariance de certains des résidus de questions a été tolérée.

Les études ayant évalué la santé mentale florissante à l'aide de la méthode « au moins une et au moins six » ont abouti à une hiérarchie de prévalence de santé mentale florissante de 49,3 % chez les étudiants américains de niveau collégial[17], 37,9 % chez les jeunes Américains[18], 20 % au sein d'un échantillon de Sud-Africains parlant le setswana[14] et 28,5 % chez les Italiens adultes[19]. D'après cette méthode de notation du CSM-QA, la prévalence d'une santé mentale florissante chez les Canadiens était de 76,9 % en 2012[20]. Cette prévalence nettement plus élevée au Canada que dans les autres pays a soulevé des questions quant au fonctionnement de cette échelle dans le cadre d'enquêtes auprès de la population en contexte canadien.

Cet article a pour but de décrire les spécificités des mesures du CSM-QA en contexte canadien, d'examiner sa structure factorielle et de proposer une méthode uniforme sur les plans conceptuel et empirique pour rendre compte des résultats en santé mentale positive, et ce, en fonction de l'ensemble des questions du questionnaire. La validité reliée aux critères et la cohérence interne sont également examinées. Nous avions fait l'hypothèse de corrélations positives avec les sous-échelles du CSM-QA et l'auto-évaluation de la santé mentale, la satisfaction à l'égard de la vie et le sentiment d'appartenance à la communauté. Nous avions fait l'hypothèse de corrélations négatives avec l'outil Disability Assessment Schedule de l'OMS (WHODAS) d'évaluation des handicaps de l'OMS, des interactions sociales négatives et de la détresse psychologique. Nous nous attendions aussi à ce que les coefficients alpha de Cronbach témoignent d'une cohérence interne adéquate, sans redondance des éléments, et de scores avec une moyenne de 0,8[21].

Méthodologie

Données

L'ESCC-SM de 2012 est une enquête-ménage par échantillonnage menée auprès de 25 113 Canadiens âgés de 15 ans et plus provenant des 10 provinces, excluant les personnes vivant dans les réserves et autres lieux de résidence autochtones, le personnel des Forces canadiennes et les personnes vivant en établissement[22], soit moins de 3 % de la population canadienne. Nous avons utilisé un plan d'échantillonnage à plusieurs niveaux basé sur celui de l'Enquête sur la population active afin de nous assurer d'une représentation adéquate de la population par groupe d'âge et par sexe dans chaque province. La participation à l'enquête était volontaire. Le taux de réponse combiné (ménages et personnes) a été de 68,9 %. La collecte de données a eu lieu du 2 janvier 2012 au 31 décembre 2012. Les données ont été recueillies par entrevue sur place assistée par ordinateur (EPAO) et par entrevue téléphonique assistée par ordinateur (ETAO), 87 % des entrevues ayant été réalisées en personne. Les entrevues par personne interposée n'étaient pas autorisées dans le cadre de cette enquête. Statistique Canada a calculé les poids d'échantillonnage afin de garantir que les estimations pondérées étaient représentatives de la population des ménages canadiens des 10 provinces.

L'ESCC – Composante annuelle est une enquête-ménage par échantillonnage continue menée auprès d'environ 65 000 Canadiens âgés de 12 ans et plus et provenant des 10 provinces et 3 territoires et excluant les personnes vivant dans les réserves et autres lieux de résidence autochtones, le personnel à temps plein des Forces canadiennes, les personnes vivant dans les régions sanitaires québécoises du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James et enfin les personnes vivant en établissement[23], soit moins de 3 % de la population canadienne. L'ESCC utilise trois bases d'échantillonnage pour sélectionner l'échantillon de ménages : une base aréolaire fondée sur l'Enquête sur la population active (40,5 %), une liste de numéros de téléphone (58,5 %) et une base sélectionnée par composition aléatoire (1 %). De nombreux cycles peuvent être combinés. Les données utilisées dans ces analyses ont été collectées entre le 1er janvier 2011 et le 31 décembre 2012. Le taux de réponse combiné (ménages et personnes) en 2011-2012 a été de 68,4 %. Les données ont été recueillies par l'entremise d'EPAO et d'ETAO. Statistique Canada a calculé les poids d'échantillonnage. Les données ont été obtenues auprès de Statistique Canada, et incluaient seulement les microdonnées recueillies auprès de répondants ayant accepté de partager leurs données avec l'Agence de la santé publique du Canada et Santé Canada.

Mesures

Variables communes aux deux enquêtes

Santé mentale positive

Le CSM-QA est constitué de 14 questions portant sur le bien-être émotionnel, le bien-être psychologique et le bien-être social. Toutes les questions relatives à ces éléments suivent le format suivant : « Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti ou avez-vous senti…? » Les choix de réponse sont « jamais », « une ou deux fois », « environ une fois par semaine », « environ deux ou trois fois par semaine », « presque tous les jours » et « tous les jours ». Dans l'ESCC, la sixième question est formulée comme dans le CSM-QA original : « notre société devient un meilleur endroit pour les gens comme vous ». Depuis l'ajout de cet élément à l'ESCC, Keyes a suggéré de le changer pour « la société devient un meilleur endroit pour tout le monde » ou par « notre société est un bon endroit » mais ce changement n'a pas été effectué dans les ESCC[9].

La méthode de notation originale consistait à attribuer de 1 à 6 points aux catégories de réponse « jamais », « une ou deux fois par semaine », « environ une fois par semaine », « environ deux ou trois fois par semaine », « presque tous les jours » et « tous les jours ». Nous avons créé une méthode de notation de substitution qui constitue un reflet plus précis des mesures sous-jacentes de catégories de réponse et qui consiste à convertir le contenu sémantique de la catégorie de réponse en jours et en échelle proportionnelle. Nous avons ainsi attribué une valeur de 28 jours (4 semaines × 7 jours par semaine) à « chaque jour », de 20 jours (4 semaines × 5 jours par semaine) à « presque tous les jours », de 10 jours (4 semaines × 2,5 jours par semaine) à « environ deux ou trois fois par semaine », de 4 jours (4 semaines × 1 jour par semaine) à « environ une fois par semaine », de 1,5 jour à « une ou deux fois » et de 0 jour à « jamais ». Nous avons utilisé les deux méthodes de notation pour réaliser des AFC dans deux modèles distincts.

Variables individuelles

Le sexe, le groupe d'âge, la meilleure estimation possible du revenu, l'état matrimonial et l'activité professionnelle étaient tous autodéclarés, exception faite des cas de non-réponse sur le revenu pour lesquels Statistique Canada a fourni les données manquantes.

Variables spécifiques à l'ESCC-SM de 2012

Voici quelles variables ont été utilisées pour nos analyses de validité reliée aux critères.

Nous avons mesuré l'auto-évaluation de la santé mentale à l'aide d'une seule question, soit « En général, diriez-vous que votre santé mentale est : excellente? très bonne? bonne? passable? mauvaise? » Nous avons dichotomisé les réponses à cette question en « passable », « mauvaise » et « bonne » d'une part et « très bonne » et « excellente » d'autre part.

Nous avons aussi mesuré la satisfaction à l'égard de la vie à l'aide d'une seule question : « À l'aide d'une échelle de 0 à 10, quel sentiment éprouvez-vous maintenant à l'égard de votre vie, où 0 signifie "Très insatisfait" et 10 signifie "Très satisfait"? » Cette question est conforme aux recommandations de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) sur la satisfaction à l'égard de la vie[24].

Nous avons mesuré le sentiment d'appartenance à l'aide d'une seule question : « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale? Diriez-vous qu'il est : très fort? plutôt fort? plutôt faible? très faible? »

Nous avons mesuré le soutien social à l'aide de l'Échelle de provisions sociales (Social Provisions Scale) de Cutrona et Russell[25] en utilisant dix questions pour mesurer cinq types de ressources sociales (l'attachement, l'encadrement, l'intégration sociale, les alliances fiables et la confirmation de sa valeur) sur une échelle continue de 0 à 40.

L'échelle de détresse psychologique de Kessler (K6) a été mise au point afin de distinguer les cas de maladie mentale grave des cas d'absence de maladie, et ce, en fonction des symptômes de détresse

psychologique non spécifiques figurant dans le National Health Interview Survey des États-Unis. Nous avons utilisé la version à six questions (K6) pour nos analyses, avec un score mesuré sur une échelle continue de 0 à 24[26].

C'est la version courte 2.0 de l'outil WHODAS d'évaluation des handicaps de l'OMS à 12 questions[27] qui a été utilisée dans l'ESCC-SM de 2012. Les scores varient de 0 (aucune invalidité) à 100 (invalidité complète).

Les interactions sociales négatives ont été mesurées à l'aide de quatre questions visant à évaluer l'exposition aux interactions sociales négatives à partir des travaux de Krause[28]. Nous avons combiné les réponses à ces quatre questions afin d'obtenir des scores sur une échelle de 0 à 12.

Analyses statistiques

Statistiques descriptives

Nous avons calculé les statistiques descriptives et une matrice de corrélation pour tous les éléments de l'échantillon à l'essai (ESCC-SM de 2012). Nous avons calculé les coefficients alpha de Cronbach pour l'ensemble de l'outil et les trois sous-échelles. Nous avons effectué nos analyses à l'aide de la version 5.1 du SAS Enterprise Guide (SAS Institute Inc, Cary, Caroline du Nord, États-Unis). Nous avons pondéré l'ensemble des analyses afin de tenir compte du plan d'échantillonnage à plusieurs niveaux. Comme il n'était pas possible d'employer la méthode *bootstrap* dans le cadre de l'AFC ou de l'analyse de corrélation, nous avons utilisé des poids d'échantillonnage remis à l'échelle pour toutes les analyses.

Analyse factorielle confirmatoire

Nous avons utilisé l'ESCC-SM de 2012 pour tester le modèle original. Nous avons réalisé une AFC et une estimation de vraisemblance maximale robuste (VMR) à l'aide de la version 7.3 du logiciel Mplus (Muthen et Muthen, Los Angeles, Californie, États-Unis). L'estimation de VMR permet d'utiliser des poids et tient également compte de la non-normalité des données en cas d'erreurs de calcul. Nous avons ensuite testé le modèle définitif avec l'échantillon de l'ESCC de 2011-2012 afin de vérifier si la structure factorielle redéfinie se confirmait avec un échantillon différent. Conscients des divergences dans la littérature quant à ce qui constitue un ajustement adéquat, nous avons opté pour les suggestions de Hu et Bentler[29] : une valeur d'au moins 0,95 pour l'indice d'ajustement comparatif (IAC) et l'indice de Tucker et Lewis (ITL), une valeur de moins de 0,08 pour la racine de l'erreur quadratique moyenne normalisée (REQMN) et une valeur de moins de 0,06 pour l'erreur-type de l'approximation (ETA). Comme le logiciel Mplus ne permet pas d'intégrer des poids d'échantillonnage (*bootstrap*) à une AFC, nous avons décidé, après avoir consulté Statistique Canada, d'utiliser des poids remis à l'échelle, divisés par l'effet moyen du plan d'échantillonnage pour toutes les AFC.

Validité reliée aux critères

Nous avons examiné la validité reliée aux critères en utilisant des analyses de corrélation entre les scores des sous-échelles du CSM-QA et les concepts positifs et négatifs associés (auto-évaluation de la santé mentale, satisfaction à l'égard de la vie, sentiment d'appartenance, provisions sociales, détresse psychologique, interactions sociales négatives et outil WHODAS d'évaluation des handicaps de l'OMS). Comme nous présentons plusieurs corrélations dans les analyses de validation, nous avons opté pour une valeur prudente de $p < 0,001$, qui équivaut à une correction de Bonferroni pour 50 analyses.

Résultats

Analyse factorielle confirmatoire

L'échantillon de l'ESCC-SM de 2012 était représentatif de la population des ménages canadiens vivant dans les provinces. Environ la moitié des répondants de l'échantillon était des hommes et l'âge moyen était de 47,2 ans. Un peu plus de 75 % des participants ont répondu à l'enquête en anglais, 22 % ont répondu en français et moins de 1 % dans une autre langue. Près de deux tiers des répondants ont affirmé éprouver un sentiment d'appartenance à leur communauté fort ou très fort. Le score moyen pour la satisfaction à l'égard de la vie était de 7,95 sur une échelle de 0 à 10. Sept pour cent des répondants présentaient un degré de détresse psychologique sur l'échelle de Kessler (K6) supérieur ou égal à 9, ce qui correspond aux niveaux de détresse observés chez les personnes traversant un épisode dépressif ou atteintes d'un trouble anxieux[26] (données non présentées).

L'échantillon de l'ESCC de 2011-2012 était représentatif de la population des ménages canadiens vivant dans les provinces et les territoires. Les hommes comptaient pour environ la moitié de la population visée par l'enquête. L'âge moyen des répondants était de 47 ans. Si l'anglais était la langue de réponse la plus utilisée (74 % des répondants), 21 % des participants ont répondu en français et 5 % ont répondu dans une autre langue (données non présentées).

Réponses au Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé

De façon générale, nous avons obtenu des scores élevés sur une échelle de 1 à 6 (tableau 1) pour les réponses aux questions du CSM-QA de l'ESCC de 2012. Les réponses moyennes sur une échelle de 6 points allaient de 3,78 pour le plus faible (à la question 6, « notre société devient un meilleur endroit pour les gens comme vous ») à 5,44 pour le plus élevé (à la question 11, « vous avez des relations chaleureuses et fondées sur la confiance avec d'autres personnes »). Avec l'échelle originale, la normalité univariée des réponses était faible : l'aplatissement était supérieur à 3,0 pour 4 variables. En revanche, l'aplatissement et l'asymétrie étaient acceptables pour toutes les variables avec l'échelle fondée sur les jours. Les données manquantes constituaient moins de 2 % des données de l'échantillon de l'ESCC de 2012, sauf pour 3 questions sur la sous-échelle du bien-être social. Pour l'une de ces questions (question 6), il manquait près de 5 % des données (4,8 %). Nous disposions de données complètes pour les 14 questions pour 90 % de l'échantillon.

Les niveaux de données manquantes étaient considérablement plus élevés pour les questions du CSM-QA de l'échantillon de l'ESCC de 2011-2012 : de 5,7 % à 14 %, avec des moyennes de réponses toutefois semblables. Les questions relatives à la sous-échelle du bien-être social offraient le pourcentage le plus élevé de données manquantes (7,7 % à 14 %). Les corrélations entre les questions variaient de 0,58 à 0,62 pour la sous-échelle du bien-être émotionnel, de 0,28 à 0,55 pour la sous-échelle du bien-être social et de 0,36 à 0,51 pour la sous-échelle du bien-être psychologique (données non présentées). Les corrélations contenues dans ces intervalles signifient une bonne factorisabilité des questions. Le coefficient alpha de Cronbach s'approchait d'un niveau acceptable, à 0,82 pour la sous-échelle du bien-être émotionnel et

TABLEAU 1
Moyennes, écarts-types et pourcentage de données manquantes par question, Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale de 2012 et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2011-2012, Canada, adultes âgés de 18 ans et plus

	ESCC-SM de 2012			ESCC de 2011-2012		
Au cours du dernier mois, à quelle fréquence vous êtes-vous senti ou avez-vous senti…	**Moyenne[a]**	**É.-T.**	**Proportion de données manquantes (en %)**	**Moyenne**	**É.-T.**	**Proportion de données manquantes (en %)**
1. heureux?	5,06	0,01	1,25	5,03	0,01	5,67
2. intéressé par la vie?	5,40	0,01	0,86	5,44	0,01	6,62
3. satisfait à l'égard de votre vie?	5,12	0,01	0,72	5,19	0,01	6,52
4. que vous aviez quelque chose d'important à apporter à la société?	4,42	0,02	2,58	4,47	0,01	9,39
5. que vous aviez un sentiment d'appartenance à une collectivité (comme un groupe social ou votre quartier)?	4,29	0,02	1,16	4,33	0,01	7,57
6. que notre société devient un meilleur endroit pour les gens comme vous[b]?	3,78	0,02	4,79	3,85	0,01	13,97
7. que les gens sont fondamentalement bons?	4,83	0,01	1,33	4,84	0,01	7,66
8. que le fonctionnement de la société a du sens pour vous?	4,02	0,02	2,79	4,06	0,01	11,06
9. que vous aimiez la plupart des facettes de votre personnalité?	5,19	0,01	1,13	5,27	0,01	7,67
10. que vous étiez bon pour gérer les responsabilités de votre quotidien?	5,32	0,01	0,74	5,33	0,01	6,53
11. que vous avez des relations chaleureuses et fondées sur la confiance avec d'autres personnes?	5,44	0,01	0,73	5,44	0,01	6,68
12. que vous vivez des expériences qui vous poussent à grandir et à devenir une meilleure personne?	4,90	0,01	1,69	4,95	0,01	8,93
13. confiant de penser ou d'exprimer vos propres idées et opinions?	5,29	0,01	0,81	5,29	0,01	6,92
14. que votre vie a un but ou une signification?	5,14	0,01	1,47	5,18	0,01	8,14

Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; ESCC-SM, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale; É.-T., Écart-type.

[a] Le minimum pour l'ensemble des variables est de 1 et le maximum de 6.

[b] Keyes recommande maintenant de tenir compte d'une autre version de cette question : « notre société devient un meilleur endroit pour tout le monde »[9].

pour la sous-échelle du bien-être psychologique et à 0,77 pour la sous-échelle du bien-être social.

Nous avons testé la structure à trois facteurs proposée par Keyes en réalisant une AFC et une estimation de VMR à l'aide du logiciel Mplus. Nous avons d'abord exécuté le modèle en utilisant l'échelle originale (1 à 6) (tableau 2, modèle 1a). L'ajustement de ce modèle était inadéquat. Nous avons ensuite exécuté le modèle en utilisant l'échelle représentant le nombre de jours par mois (tableau 2, modèle 1b). Si ce modèle présentait un meilleur ajustement que le premier, avec un ETA (0,036) et une REQMN (0,043) acceptables, l'IAC (0,927) et l'ITL (0,911) témoignaient tout de même d'un ajustement insuffisant du modèle.

Les indices de modification suggéraient que si nous permettions la covariance des résidus des questions, nous obtiendrions les meilleures améliorations possible en matière d'ajustement du modèle : 8 avec 6, 8 avec 7, 7 avec 6 et 6 avec 5. Le modèle comprenant ces erreurs corrélées (tableau 2, modèle 2a) offrait un ajustement adéquat du modèle : l'IAC, l'ITL, l'ETA et la REQMN étaient tous supérieurs aux seuils acceptés. Le critère d'information d'Akaike (CIA) diminuait de 3775,646 avec 4 degrés de liberté. Nous n'avons obtenu un ajustement adéquat pour ce modèle à trois facteurs qu'en ajoutant quatre termes d'erreur covariants impossibles à expliquer clairement d'un point de vue théorique. Ce modèle de base est présenté figure 1.

Nous avons ajusté ce modèle à trois facteurs aux données de l'ESCC de 2011-2012 afin d'en confirmer la stabilité. Dans cet échantillon, le modèle incluant les termes d'erreur corrélés portant sur le facteur du bien-être social ont offert un ajustement adéquat (tableau 2, modèle 2b), ce qui laisse penser que ce modèle à trois facteurs est stable dans l'ensemble des échantillons.

Nous avons calculé une matrice de corrélation entre scores sur une échelle continue et concepts associés, comme l'illustre le tableau 3. La corrélation entre la sous-échelle du bien-être émotionnel et celle du bien-être psychologique était de 0,62. Les deux sous-échelles présentaient des corrélations positives et significatives avec la satisfaction à l'égard de la vie, l'auto-évaluation de la santé mentale, le sentiment d'appartenance à la communauté et l'Échelle de provisions sociales. La satisfaction à l'égard de la vie et l'auto-évaluation de la santé mentale étaient plus fortement corrélées au bien-être émotionnel (respectivement 0,57 et 0,47).

Les sous-échelles présentaient des corrélations négatives et significatives avec les

TABLEAU 2
Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire du Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale de 2012 et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2011-2012, Canada

	ESCC-SM de 2012			ESCC de 2011-2012
	Modèle 1a (échelle habituelle)	**Modèle 1b (jours)**	**Modèle 2a (jours)**	**Modèle 2b (jours)**
Chi carré (ddl)	2046,971 (74)	2177,035 (74)	1183,464 (70)	1057,006 (26)
IAC	0,922	0,927	0,962	0,978
ITL	0,904	0,911	0,95	0,970
ETA (IC à 95 %)	0,035 (0,033 à 0,036)	0,036 (0,034 à 0,037)	0,027 (0,025 à 0,028)	0,020 (0,019 à 0,021)
REQMN	0,045	0,043	0,029	0,022
CIA	878582,138	2090205,818	2086430,172	5979654,765
Différence dans le CIA (ddl)			3775,646 (4)	

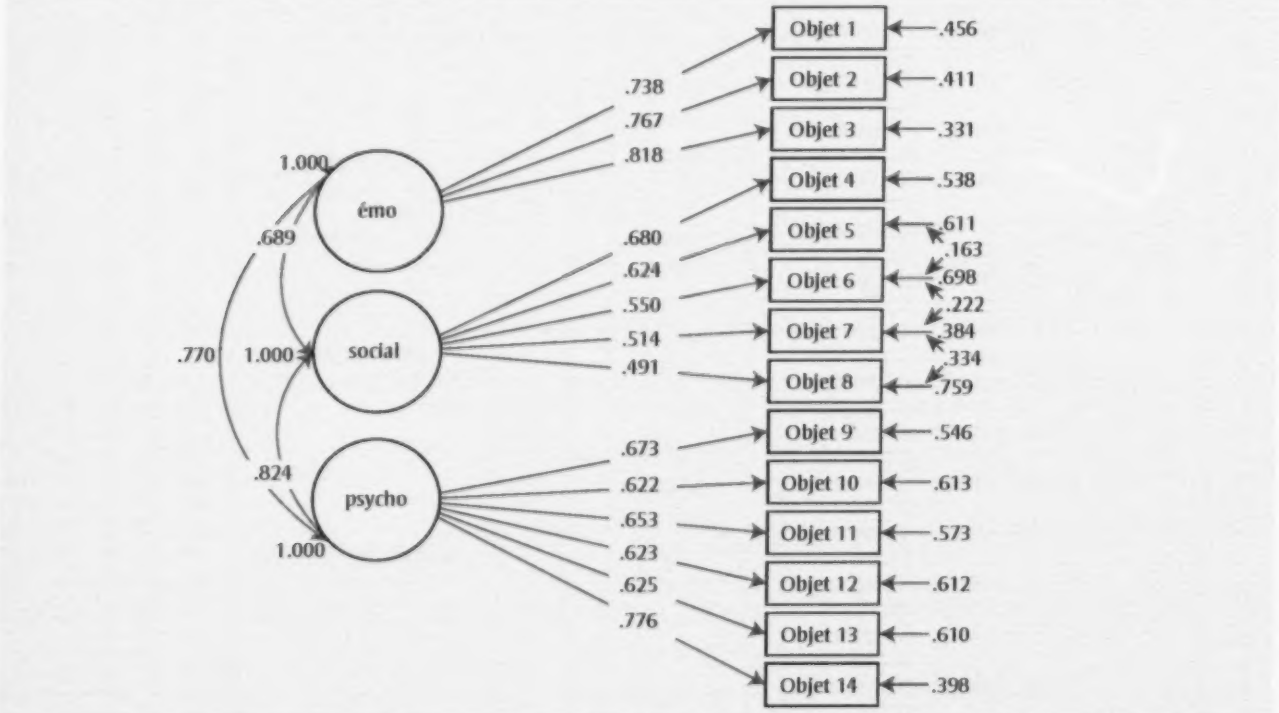
Abréviations : CIA, critère d'information d'Akaike; ddl, degrés de liberté; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; ETA, erreur-type de l'approximation; IAC, indice d'ajustement comparatif; IC, intervalle de confiance; ITL, indice de Tucker et Lewis; REQMN, erreur quadratique moyenne normalisée; SM, santé mentale.

Remarques : Modèle 1 – modèle à 3 facteurs standard avec a) échelle de 1 à 6 et b) échelle de jours; Modèle 2 – modèle à 3 facteurs avec erreurs corrélées entre 4 ensembles de questions sur la sous-échelle du bien-être social.

concepts de détresse psychologique, d'interactions sociales négatives et avec l'outil WHODAS d'évaluation des handicaps de l'OMS, les corrélations étant plus fortes entre les sous-échelles et la détresse psychologique qu'avec les interactions sociales négatives et l'outil WHODAS. Toutes les corrélations étaient significatives à un niveau prudent de $p < 0{,}001$.

En revanche, l'échelle du bien-être social présentait une corrélation plus faible avec les facteurs associés que l'échelle du bien-être émotionnel et celle du bien-être psychologique. En particulier, les corrélations entre l'échelle du bien-être social et les provisions sociales et les interactions sociales négatives étaient plus faibles que prévu,

FIGURE 1
Analyse factorielle confirmatoire du Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé, coefficients normalisés



Abréviations : CSM-QA, Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé; émo, bien-être émotionnel; psycho, bien-être psychologique; social, bien-être social.

Remarque : Les objets 1 à 14 se rapportent aux questions 1 à 14 du CSM-QA.

TABLEAU 3
Corrélations des échelles de bien-être émotionnel, de bien-être psychologique et de bien-être social du Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé et concepts associés, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale de 2012

	Bien-être émotionnel	Bien-être psychologique	Bien-être social
Bien-être émotionnel	1,00	0,62	0,49
Bien-être psychologique	0,62	1,00	0,61
Bien-être social	0,49	0,61	1,00
Satisfaction à l'égard de la vie	0,57	0,42	0,34
Auto-évaluation de la santé mentale	0,47	0,41	0,29
Sentiment d'appartenance	0,24	0,27	0,40
Échelle de provisions sociales	0,37	0,37	0,28
Interactions sociales négatives	−0,27	−0,26	−0,21
Détresse psychologique	−0,55	−0,47	−0,36
WHODAS	−0,33	−0,29	−0,21

Abréviations : CSM-QA, Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé; WHODAS, outil Disability Assessment Schedule de l'OMS.

Remarque : Toutes les corrélations sont significatives à une valeur de $p < 0{,}001$.

soit respectivement 0,28 et −0,21. La corrélation avec le sentiment d'appartenance était modérée, au niveau prévu de 0,40.

Analyse

Points forts et limites

Cette étude avait pour objet la structure factorielle et les propriétés psychométriques du CSM-QA utilisé auprès des membres de ménages canadiens et examinait la validité reliée aux critères des scores obtenus sur les diverses échelles. L'AFC a confirmé la validité de la structure fondée théoriquement sur trois facteurs pour les membres adultes des ménages canadiens, que ce soit avec l'échelle originale (1 à 6) ou lorsque les réponses du CSM-QA allant de « jamais » à « tous les jours » étaient classées selon une échelle variant de 0 à 28 jours, dans la mesure cependant où nous ajoutions quatre termes d'erreur corrélés au modèle.

Tous les termes d'erreur corrélés relevaient de l'échelle du bien-être social, qui doit donc être utilisée avec prudence en combinaison avec plusieurs éléments de preuve (quantités plus élevées de données manquantes pour ce facteur, corrélations plus faibles avec les concepts associés). Ce fonctionnement moindre de l'échelle du bien-être social corrobore les conclusions d'autres études[19]. Nous suggérons d'utiliser les sous-échelles du bien-être émotionnel et du bien-être psychologique à titre de mesures de la santé mentale positive de la population canadienne, une mesure alternative du bien-être social étant peut-être nécessaire.

Nous avons examiné la validité reliée aux critères des sous-échelles du bien-être émotionnel, du bien-être social et du bien-être psychologique en nous penchant sur les corrélations entre ces scores et un certain nombre de concepts dont nous avions pensé qu'ils seraient associés de manière soit positive, soit négative. Nous avons observé des corrélations positives et significatives avec les deux sous-échelles pour la satisfaction à l'égard de la vie, l'auto-évaluation de la santé mentale et le sentiment d'appartenance à la communauté et les provisions sociales. Nous avons observé des corrélations négatives et significatives pour la détresse psychologique, les interactions sociales négatives et l'outil WHODAS d'évaluation des handicaps de l'OMS.

De façon générale, les concepts plus étroitement liés au bien-être émotionnel ou au bien-être psychologique (comme la satisfaction à l'égard de la vie dans le cas du bien-être émotionnel) présentaient des corrélations plus fortes que les concepts moins étroitement liés à ces facteurs (comme l'outil WHODAS d'évaluation des handicaps de l'OMS dans le cas du bien-être psychologique). Ces conclusions renforcent la validité des critères des mesures.

Si d'autres mesures de la validité convergente auraient été idéales, comme l'estime de soi et la réalisation de soi pour le bien-être psychologique, nous étions limités par le contenu disponible dans les enquêtes utilisées pour ces analyses. Les recherches subséquentes sur le sujet pourraient se pencher à la fois sur la structure factorielle des mesures de la santé mentale et sur celle de la maladie mentale, comme l'ont fait Lamers et collab.[15].

On doit également tenir compte des limites de l'analyse factorielle. Les décisions basées sur les indices de modification peuvent donner lieu à un modèle trop ajusté, c'est-à-dire incluant des termes sans signification de fond ou correspondant à des caractéristiques propres à un échantillon impossibles à valider de manière croisée. Étant donné que l'on ne peut ajouter de termes supplémentaires que lorsqu'il est possible de les expliquer théoriquement, nous avons plutôt choisi d'inclure les termes d'erreur covariants suggérés par les indices de modification, même s'ils sont difficiles à justifier d'un point de vue théorique.

Nous avons observé une baisse de la proportion de données manquantes entre la mise en œuvre du CSM-QA dans l'ESCC de 2011-2012 et dans l'ESCC-SM de 2012, ce qui pourrait signifier que le fonctionnement irrégulier de l'échelle (en comparaison avec son fonctionnement dans d'autres études) serait partiellement attribuable à la formation des enquêteurs. Il faudrait donc refaire ces analyses la prochaine fois que le CSM-QA sera utilisé dans le cadre d'une enquête canadienne à grande échelle.

Conclusion

Les résultats de notre étude invitent à penser que si, dans l'ensemble, la validité conceptuelle du CSM-QA est renforcée par deux échantillons canadiens de grande taille, la prudence est de mise lorsque l'on utilise la sous-échelle du bien-être social dans le cadre d'enquêtes auprès de la population du Canada. D'autres recherches sont nécessaire afin de déterminer pourquoi cette sous-échelle n'a pas fonctionné aussi efficacement qu'avec d'autres échantillons, quelles sont les causes potentielles de cette différence de fonctionnement et quelles mesures de substitution sont à élaborer. À la lumière de ces conclusions, nous recommandons d'utiliser une mesure de substitution (comme le sentiment d'appartenance à la communauté) pour rendre compte du bien-être social de la population canadienne adulte, et ce, jusqu'à ce qu'une mesure plus précise soit élaborée et testée. Les recherches à venir devraient tenter de déterminer si la validité de la méthode présentée dans notre article est la même avec d'autres populations et dans le cadre d'autres études.

Remerciements

Nous aimerions remercier les pairs évaluateurs du présent article pour les suggestions utiles qu'ils nous ont soumises. Nous tenons également à remercier Louise McRae des commentaires fournis au sujet de ce projet au cours de son élaboration.

Conflits d'intérêts

Les auteurs n'ont aucun conflit d'intérêts à déclarer.

Contributions des auteurs

HO, JV, JD et GJ ont contribué à la conception de l'étude. HO a analysé les données. HO, JV, JD et GJ ont interprété les données. HO a élaboré l'ébauche du manuscrit. HO, JV, JD et GJ ont relu et révisé le manuscrit. Tous les auteurs ont lu et donné leur approbation que la version finale de cet article soit publiée, et étaient d'accord de se porter garants du travail.

Références

1. Commission de la santé mentale du Canada. La nécessité d'investir dans la santé mentale au Canada. Ottawa (Ont.) : Commission de la santé mentale du Canada; 2013.
2. Joubert N, Raeburn J. Mental health promotion : people, power and passion. Int J Ment Health Promot. 1998; 1:15-22.
3. Organisation mondiale de la santé. Dix faits sur la santé mentale [Internet]. Genève (Suisse) : Organisation mondiale de la santé [mise à jour en août 2014; consultation le 26 septembre 2015]. En ligne à : http://www.who.int/features/factfiles/mental_health/fr/
4. Tennant R, Hiller L, Fishwick R, et al. The Warwick-Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS): development and UK validation. Health Qual Life Outcomes. 2007;5(1):63. doi: 10.1186/1477-7525-5-63.
5. Diener E, Wirtz D, Tov W, et al. New well-being measures: short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. Soc Indic Res. 2010; 97(2):143-156.
6. Huppert FA, So TT. Flourishing across Europe: application of a new conceptual framework for defining well-being. Soc Indic Res. 2013;110(3): 837-861.
7. Seligman M. S'épanouir : pour un nouvel art du bonheur. Paris : Belfond; 2013.
8. Keyes CLM. The mental health continuum: from languishing to flourishing in life. J Health Soc Behav. 2002;42(2): 207-222.
9. Keyes CLM. Atlanta : Brief description of the mental health continuum short form (MHC-SF) [Internet]. [2009, consultation le 25 octobre 2015]. En ligne à : https://www.aacu.org/sites/default/files/MHC-SFEnglish.pdf
10. Bradburn NM. The structure of psychological well-being. Chicago : Aldine; 1969. 320 pages.
11. Cantril H. The pattern of human concerns. New Brunswick (NJ) : Rutgers University Press; 1965. 427 pages.
12. Ryff CD. Psychological well-being in adult life. Curr Dir Psychol Sci. 1995; 4(4):99-104.
13. Keyes CLM. Social well-being. Soc Psychol Q. 1998;61(2):121-140.
14. Keyes CLM, Wissing M, Potgieter JP, Temane M, Kruger A, van Rooy S. Evaluation of the Mental Health Continuum–Short Form (MHC–SF) in Setswana-speaking South Africans. Clin Psychol Psychother. 2008;15(3): 181-192.
15. Lamers SM, Westerhof GJ, Bohlmeijer ET, ten Klooster PM, Keyes CL. Evaluating the psychometric properties of the Mental Health Continuum-Short Form (MHC-SF). J Clin Psychol. 2011;67(1):99-110.
16. Joshanloo M, Wissing MP, Itumeleng PH, Lamers SM. Measurement invariance of the Mental Health Continuum-Short Form (MHC-SF) across three cultural groups. Pers Individ Differ. 2013;55(7):755-759.
17. Keyes CL, Eisenberg D, Perry GS, Dube SR, Kroenke K, Dhingra SS. The relationship of level of positive mental health with current mental disorders in predicting suicidal behavior and academic impairment in college students. J Am Coll Health. 2012;60(2): 126-133.
18. Keyes CL. Mental health in adolescence: is America's youth flourishing? Am J Orthopsychiatry. 2006;76(3): 395-402.
19. Petrillo G, Capone V, Caso D, Keyes CL. The Mental Health Continuum–Short Form (MHC–SF) as a measure of well-being in the Italian context. Soc Indic Res. 2014;121(1):291-312.
20. Gilmour H. Santé mentale et maladie mentale. Rapports sur la santé. 2014; 25(9):3-10.
21. Janda LH. Psychological testing : theory and applications. Boston (MA) : Allyn and Bacon; 1998.
22. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [mise à jour le 10 septembre 2013, consultation le 26 septembre 2015]. En ligne à : http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/pub/5015-fra.htm

23. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle de 2011-2012 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [mise à jour le 12 juin 2012, consultation le 26 septembre 2015]. En ligne à : http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=114112

24. OCDE. OECD guidelines on measuring subjective well-being. Paris : OECD Publishing; 2013. [n° KE-31-13-501-EN-C]

25. Cutrona CE, Russell DW. The provisions of social relationships and adaptation to stress. Advances Personal Relatsh. 1987;(1)1:37-67.

26. Cairney J, Veldhuizen S, Wade TJ, Kurdyak P, Streiner DL. Evaluation of 2 measures of psychological distress as screeners for depression in the general population. Can J Psychiatry. 2007;52(2):111-120.

27. Üstün TB, Kostanjsek N, Chatterji S, Rehm J, editors. Measuring health and disability: manual for WHO disability assessment schedule WHODAS 2.0. Genève : Organisation mondiale de la santé; 2010.

28. Krause N. Negative interaction and satisfaction with social support among older adults. J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci. 1995;50B(2): P59-P73.

29. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. Struct Equ Model. 1999; 6(1):1-55.

https://doi.org/10.24095/hpcdp.37.4.04f

CADRE D'INDICATEURS DE SURVEILLANCE DE LA SANTÉ MENTALE POSITIVE

STATISTIQUES RAPIDES, JEUNES (12 À 17 ANS), CANADA, ÉDITION 2017

Diffuser cet article sur Twitter

La santé mentale positive est un état de bien être qui permet aux personnes de sentir, de penser et d'agir de façon à renforcer leur capacité à profiter de la vie et à gérer les difficultés[1]. Le Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive (le Cadre) offre des renseignements exhaustifs de grande qualité sur les résultats et les facteurs de risque et de protection associés à une santé mentale positive, sélectionnés dans quatre domaines (individu, famille, communauté et société), pour appuyer la recherche et l'élaboration de politiques. Le Cadre pour les jeunes de 12 à 17 ans est le deuxième d'une série, avec le Cadre pour les adultes de 18 ans et plus, qui a été lancé au début de 2016[2]. Le Cadre a été élaboré en consultation avec des intervenants dont le travail est lié à la surveillance, aux programmes et aux politiques de santé mentale. Les détails de l'élaboration des cadres tout au long de la vie, pour les adultes, les jeunes et les enfants, peuvent être consultés dans l'article intitulé « Surveillance de la santé mentale positive et de ses facteurs déterminants au Canada »[3]. On peut également obtenir de plus amples données sur la santé mentale positive en ligne, en consultant l'outil interactif de l'Agence de la santé publique du Canada, Infobase[4].

GROUPE D'INDICATEURS	MESURE(S) LIÉE(S) À L'INDICATEUR	DONNÉES LES PLUS RÉCENTES	SOURCES DE DONNÉES (ANNÉE)
RÉSULTATS EN MATIÈRE DE SANTÉ MENTALE POSITIVE			
Santé mentale auto-évaluée	% de la population ayant déclaré avoir une « excellente » ou « très bonne » santé mentale	75,4 %	ESCC (2014)
Bonheur	% de la population qui affirme être généralement « heureuse et intéressée dans la vie »	77,7 %	ESCC (2014)
Satisfaction à l'égard de la vie	% de la population qui affirme être « très satisfaite » de leur vie en général	47,7 %	ESCC (2014)
	Moyenne de l'estimation de la satisfaction de vivre (échelle de 0 à 10) chez les élèves de la 6e à la 10e année	7,34	Enquête HBSC (2013-2014)
Bien-être psychologique	% des élèves de la 6e à la 12e année qui jouissent d'une grande autonomie	74,7 %	ECTADE (2014-2015)
	% des élèves de la 6e à la 12e année qui sont très compétents	81,5 %	ECTADE (2014-2015)
Bien-être social	% des élèves de la 6e à la 12e année qui ont un niveau d'appartenance élevé	83,1 %	ECTADE (2014-2015)
DÉTERMINANTS INDIVIDUELS			
Résilience	En cours d'élaboration		
Capacité d'adaptation	% de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré avoir une forte capacité d'adaptation	43,3 %	ESCC SM (2012)
Expériences favorables durant l'enfance	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré prendre le repas du soir en famille cinq fois ou plus par semaine	69,8 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 6e à la 10e année qui affirment que leur famille est prête à les aider à prendre des décisions	74,2 %	Enquête HBSC (2013-2014)
Contrôle et auto efficacité	% de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré un niveau élevé de maîtrise de leur destinée	45,0 %	ESG – Réseaux sociaux (2008)
Violence	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré avoir pris part à une bagarre au moins une fois au cours des 12 derniers mois	28,3 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 6e à la 12e année ayant déclaré avoir été intimidés par d'autres élèves au cours des 30 derniers jours	25,1 %	ECTADE (2014-2015)
	% des élèves de la 6e à la 12e année ayant déclaré avoir intimidé d'autres élèves au cours des 30 derniers jours	14,0 %	ECTADE (2014-2015)
État de santé	% de la population ayant déclaré avoir une « excellente » ou « très bonne » santé	70,0 %	ESCC (2014)
	% de la population n'ayant aucune incapacité ou ayant une incapacité légère	70,1 %	ESCC (2014)
Activité physique	% de la population qui respecte la recommandation de faire au moins 60 minutes d'activité physique d'intensité moyenne à élevée tous les jours de la semaine	4,3 %	ECMS (2009-2013)
Consommation de substances	% des garçons de la 9e et de la 10e année ayant déclaré avoir pris 5 consommations ou plus et des filles de la 9e et de la 10e année ayant déclaré avoir pris 4 consommations ou plus, en une occasion, une fois par mois ou plus au cours des 12 derniers mois	17,7 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 6e à la 10e année qui disent boire de l'alcool chaque semaine ou plus fréquemment	6,5 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 7e à la 12e année ayant déclaré avoir consommé de la marijuana ou du cannabis au cours des 12 derniers mois	16,5 %	ECTADE (2014-2015)
Spiritualité	% de la population ayant déclaré que les croyances religieuses ou spirituelles sont « très importantes » ou « importantes » dans leur vie quotidienne	45,7 %	ESCC SM (2012)

GROUPE D'INDICATEURS	MESURE(S) LIÉE(S) À L'INDICATEUR	DONNÉES LES PLUS RÉCENTES	SOURCES DE DONNÉES (ANNÉE)
DÉTERMINANTS FAMILIAUX			
Relations familiales	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré qu'il leur est « facile » ou « très facile » de se confier à leurs parents sur des choses qui les tracassent vraiment	83,2 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 6e à la 10e année qui ont un niveau de communication élevé dans leur famille	58,3 %	Enquête HBSC (2013-2014)
Style parental	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré que leurs parents leur font confiance	77,3 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré que leurs parents sont trop exigeants envers eux	28,7 %	Enquête HBSC (2013-2014)
État de santé de la famille et consommation de substances des membres de la famille	% de la population âgés de 15 à 17 ans ayant au moins un membre de leur famille qui éprouve des difficultés émotionnelles, des troubles de santé mentale ou un problème de consommation d'alcool ou de drogues	29,4 %	ESCC-SM (2012)
	% de la population âgés de 15 à 17 ans ayant au moins un membre de leur famille qui a des problèmes concernant ses émotions, sa santé mentale ou sa consommation d'alcool ou de drogues et déclarant que les problèmes de ce membre de la famille affectent « beaucoup » ou « assez » leur vie	26,5 %	ESCC-SM (2012)
Composition du ménage	% de la population vivant dans un ménage monoparental	18,0 %	ESCC (2014)
	% de la population vivant dans un ménage biparental	69,7 %	ESCC (2014)
Revenu du ménage	% de la population âgée de moins de 18 ans vivant sous le seuil de faible revenu, après impôts	8,5 %	ECR (2014)
DÉTERMINANTS COMMUNAUTAIRES			
Implication communautaire	% des élèves de la 6e à la 10e année qui sont membres d'au moins un club ou d'une organisation	88,9 %	Enquête HBSC (2013-2014)
Réseaux sociaux	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré qu'ils peuvent compter sur leurs amis lorsque les choses vont mal	74,1 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% des élèves de la 6e à la 10e année qui peuvent partager leurs joies et leurs peines avec leurs amis	79,7 %	Enquête HBSC (2013-2014)
Soutien social	% de la population ayant déclaré une perception élevée du soutien social reçu	95,4 %	ESCC-SM (2012)
Environment scolaire	% des élèves de la 6e à la 10e année qui affirment avoir le sentiment de faire vraiment partie de leur école	63,2 %	Enquête HBSC (2013-2014)
Environnement social du quartier	% des élèves de la 6e à la 10e année ayant déclaré faire confiance aux gens de leur quartier	60,2 %	Enquête HBSC (2013-2014)
	% de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré vivre dans un quartier où les gens s'entraident	90,4 %	ESG – Victimisation (2014)
	% de la population âgée de 15 à 17 ans ayant déclaré que le désordre social dans leur quartier est un « très gros problème » ou un « assez gros problème »	6,3 %	ESG – Victimisation (2014)
Environnement bâti du quartier	% des élèves de la 6e à la 10e année qui affirment qu'il y a de bons endroits où aller pendant leurs temps libres comme des centres de loisirs, des parcs et des centres commerciaux	74,2 %	Enquête HBSC (2013-2014)
DÉTERMINANTS SOCIAUX			
Inégalité	En cours d'élaboration		
Discrimination et stigmatisation	% de la population ayant subi un traitement injuste au moins une fois au cours de l'année précédente en raison, entre autres, de leur sexe, race, âge ou apparence	39,1 %	ESCC (2013) Réponse rapide sur la discrimination

Abréviations : ECMS, Enquête canadienne sur les mesures de la santé; ECR, Enquête canadienne sur le revenu; ECTADE, Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues chez les élèves; Enquête HBSC, Comportements de santé des jeunes d'âge scolaire au Canada; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; ESCC-SM, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Santé mentale; ESG, Enquête sociale générale.

Remarque : L'expression « En cours d'élaboration » s'applique à des mesures en cours d'élaboration soit parce que la source de données est actuellement non disponible ou soit parce que d'autres recherches doivent être faites pour trouver une mesure prometteuse et une source de données.

Citation suggérée : Centre de prévention des maladies chroniques. Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive : Statistiques rapides, jeunes (12 à 17 ans), Canada, édition 2017. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2017;37(4):142-143.

Références

1. Agence de la santé publique du Canada. Promotion de la santé mentale : promouvoir la santé mentale, c'est promouvoir le meilleur de nous-même [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; [modifié le 6 mai 2014; consulté le 8 février 2017]. En ligne à : http://www.phac-aspc.gc.ca/mh-sm/mhp-psm/index-fra.php

2. Centre de prévention des maladies chroniques. Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive : Statistiques rapides, adultes (18 ans et plus), Canada, édition 2016. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2016;36(1):12-13.

3. Orpana H, Vachon J, Dykxhoorn J, McRae L, Jayaraman G. Surveillance de la santé mentale positive et de ses facteurs déterminants au Canada : élaboration d'un cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive. Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada. 2016;36(1):1-11.

4. Agence de la santé publique du Canada. Infobase de la santé publique : Cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; [modifié le 19 septembre 2016]. En ligne à : http://infobase.phac-aspc.gc.ca/positive-mental-health/index-fr.aspx

Autres publications de l'ASPC

Les chercheurs de l'Agence de la santé publique du Canada contribuent également à des travaux publiés dans d'autres revues. Voici quelques articles publiés en 2016.

Cox JL, **Dai S**, Gong Y, et al. The development and feasibility assessment of Canadian quality indicators for atrial fibrillation. Can J Cardiol. 2016;32(12):1566-9. doi: 10.1016/j.cjca.2016.02.059.

Hennessy DA, Tanuseputro P, Tuna M, Bennett C, Perez R, **Shields M**, et al. Population health impact of statin treatment in Canada. Health Rep. 2016;27(1):20-8.

Nour S, Labonté R, **Bancej C**. Impact of the 2008 global financial crisis on the health of Canadians: repeated cross-sectional analysis of the Canadian Community Health Survey, 2007-2013. J Epidemiol Community Health. 2016. doi:10.1136/jech-2016-207661.